



Six essais en économie appliquée : Insertion professionnelle des jeunes - Utilisation de variables subjectives en économie de la santé

Augustin Vicard

► To cite this version:

Augustin Vicard. Six essais en économie appliquée : Insertion professionnelle des jeunes - Utilisation de variables subjectives en économie de la santé . Economies et finances. EHESS - Paris, 2015. Français. NNT : . tel-01249815

HAL Id: tel-01249815

<https://theses.hal.science/tel-01249815>

Submitted on 4 Jan 2016

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

ÉCOLE DES HAUTES ÉTUDES EN SCIENCES SOCIALES

ÉCOLE DOCTORALE ÉCONOMIE PANTHÉON-SORBONNE 465

THÈSE

pour l'obtention du grade de
DOCTEUR DE L'ÉCOLE DES HAUTES ÉTUDES EN SCIENCES SOCIALES
Discipline : Sciences Économiques

Présentée et soutenue publiquement le 18 décembre 2015 par

Augustin VICARD

SIX ESSAIS EN ÉCONOMIE APPLIQUÉE

Insertion professionnelle des jeunes
Utilisation de variables subjectives en économie de la santé

Directeur de thèse : M. Andrew E. CLARK

Membres du jury :

M. Luc BEHAGHEL	Directeur de recherche, Inra
M. Andrew E. CLARK	Directeur de recherche, CNRS
Mme Florence JUSOT	Professeure, Université Paris-Dauphine, rapporteure
M. Yannick L'HORTY	Professeur, Université Paris-Est Marne-La-Vallée
Mme Véronique SIMONNET	Professeure, Université Pierre-Mendès-France, rapporteure

Table des matières

Introduction générale	5
I Insertion des jeunes sur le marché du travail	33
1 Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans	35
1.1 Effet potentiel attendu du RMI et du RSA sur l'offre de travail	38
1.2 Une précédente étude sur l'impact du RMI sur l'emploi des jeunes en 1999	42
1.3 Exploiter la discontinuité dans l'âge d'éligibilité pour étudier l'éventuel effet désincitatif du RMI et du RSA	43
1.4 Utiliser les enquêtes annuelles de recensement permet d'obtenir des estimations très précises des taux d'emploi par âge	46
1.5 Un effet désincitatif du RMI très faible et circonscrit aux jeunes sans qualification	48
1.6 Le faible effet désincitatif du RMI est concentré sur l'emploi à temps partiel	56
1.7 Conclusion	60
1.A Annexe : Les jeunes et les minima sociaux en Europe	61
1.B Annexe : Le revenu minimum d'insertion (RMI) et le revenu de solidarité active (RSA)	62
1.C Annexe : Champ	64
1.D Annexe : Représentativité de l'enquête annuelle de recensement (EAR) depuis 2004	65
1.E Annexe : Résultats complémentaires	67
1.F Annexe : Tests de robustesse	72

2	Accompagner les jeunes chômeurs peu diplômés en leur octroyant une allocation est-il efficace ?	
	Les enseignements d’une expérimentation aléatoire	75
2.1	Introduction	75
2.2	Les programmes et leur public	80
2.3	Protocole expérimental et données	86
2.4	Résultats	95
2.5	Hétérogénéité de l’effet du programme	116
2.6	Tests de robustesse	117
2.7	Conclusion	119
2.A	Annexe : Équilibrage de l’échantillon et tests de robustesse	123
2.B	Annexe : Hétérogénéité de l’effet du programme	128
3	School as a shelter ?	
	School leaving-age and the business cycle in France	131
3.1	Introduction	131
3.2	Literature	133
3.3	Data	134
3.4	Econometric model	137
3.5	Results	140
3.6	Robustness checks	143
3.7	Conclusion	146
3.A	Appendix : Retention rate	148
3.B	Appendix : Results by sex	150
3.C	Appendix : Results by father occupation	152
4	Peut-on parler de « générations sacrifiées » ?	
	Entrer sur le marché du travail dans une période de mauvaise conjoncture économique	155
4.1	En théorie, les personnes entrées sur le marché du travail en période de mauvaise conjoncture pourraient être pénalisées durant toute leur carrière	156

4.2	L'existence et l'ampleur de l'effet cicatrice dépendent du pays étudié .	157
4.3	Surreprésentés parmi les candidats à l'emploi, les jeunes sont plus sensibles à une dégradation de la conjoncture	158
4.4	Les enseignements de la crise de 1993 et de la reprise de 1999	160
4.5	Modéliser le processus de rattrapage des cohortes entrées en bonne conjoncture par celles entrées en mauvaise conjoncture	166
4.6	Un handicap initial significatif, mais des trajectoires d'emploi qui s'homogénéisent rapidement	167
4.7	Un handicap salarial un peu plus fort et durable pour les femmes qualifiés	171
4.8	Comment expliquer le rattrapage plus rapide en France que dans d'autres pays ?	175
4.A	Annexe : Données, champ et concepts	177
4.B	Annexe : Valeurs des estimations concernant l'emploi et le salaire . .	179
4.C	Annexe : Tests de robustesse	180

II Utilisation de variables subjectives **183**

en économie de la santé

5	Mesurer le renoncement aux soins pour raisons financières : quel impact de la formulation ?	185
5.1	Introduction	185
5.2	Un dispositif conçu spécifiquement pour comparer quatre jeux de formulation de la question sur le renoncement	188
5.3	Les quatre sous-échantillons sont comparables	190
5.4	Le taux de renoncement aux soins pour raisons financières est très sensible à la formulation de la question	193
5.5	Les déterminants sociaux du renoncement aux soins pour raisons financières sont identiques quelle que soit la formulation adoptée	195
5.6	Le classement des soins faisant le plus l'objet de renoncement est identique quelle que soit la formulation adoptée	198
5.7	Quel modèle économétrique mobiliser pour s'assurer de l'invariance des résultats, quelle que soit la formulation retenue dans l'enquête ? .	200

5.8	L'effet du changement de formulation intervenant dans l'enquête SRCV de 2015	203
5.9	Conclusion et préconisations	205
5.A	Annexe : Renoncement et catégories sociodémographiques	208
5.B	Annexe : Formulation des questions de renoncement aux soins pour raisons financières dans l'enquête SRCV et l'enquête Santé et Protection sociale de l'Irdes (SPS)	209
6	Conditions de collecte et santé subjective : une analyse sur données européennes	213
6.1	Des conditions de collecte différenciées selon les enquêtes et les pays .	214
6.2	Le dispositif de l'enquête Share	216
6.3	Quatre mesures de santé subjective	218
6.4	L'effet de la place dans le questionnaire	220
6.5	L'effet de labels	224
6.6	Les classements internationaux de santé subjective sont-ils sensibles aux effets de placement et de collecte ?	227
6.7	Quelle formulation de la question de santé subjective a le pouvoir discriminant le plus élevé ?	229
6.8	Conséquences pour la recherche empirique	233
6.A	Annexe : Conditions de collecte et données subjectives	235
6.B	Annexe : Différentes formulations des questions de santé subjective .	237
6.C	Annexe : Définitions des variables explicatives	241
	Conclusion générale	245
	Bibliographie	249
	Table des figures	265
	Liste des tableaux	269
	Résumé	273

Remerciements

Dix ans ont passé depuis ma première inscription en thèse, soit deux fois et demi la durée standard d'un doctorat à l'école d'économie de Paris. Et je m'en félicite ! Ou plutôt, je remercie le hasard, le sort ou le destin - appelez-ça comme vous voulez - de m'avoir empêché, à de nombreuses reprises, de la terminer plus vite, et toujours à mon avantage.

Je me dois donc tout d'abord de remercier l'Insee de s'être mis en travers de mon chemin, et de m'avoir permis de découvrir le métier de statisticien public, que je suis fier et heureux d'exercer au quotidien. Ainsi, en 2006, alors que je m'apprêtais à bénéficier « tranquillement » d'une allocation de thèse pendant trois ans, je suis reçu à l'Insee, et mon nouveau statut d'administrateur stagiaire ne me laisse dès lors plus qu'une année pour initier ma thèse sur l'analyse économique des conditions de travail...

Fort heureusement, au moment de choisir mon premier poste en tant que statisticien public, le service statistique du ministère en charge du travail et de l'emploi, la Dares, propose un poste sur l'analyse des accidents du travail et des maladies professionnelles, au sein du département des conditions de travail : le destin semble me sourire. Mais, au dernier moment, le directeur de la Dares choisit de m'affecter dans un autre service, à mon grand regret. Ce n'est qu'après quelques mois que je réalise que mon travail dans cet autre service est bien plus intéressant et formateur que celui que j'avais initialement visé.

Pendant les deux années suivantes, j'essaie tout de même de poursuivre - péniblement - ma thèse sur les conditions de travail, tout en travaillant à plein temps sur d'autres sujets. On a connu mieux comme conditions de travail ! Mais, une nouvelle fois, début 2009, une proposition professionnelle me déroute, et je rejoins le cabinet du Haut Commissaire aux Solidarités actives contre la pauvreté et à la Jeunesse : une expérience intense, passionnante et, heureusement pour ma thèse, assez courte !

De retour à l'Insee, en 2010, je suis intégré au sein du département des études, et je décide de reprendre mon travail de doctorat de zéro. Fort de mes expériences récentes, je débute des travaux sur l'insertion professionnelle des jeunes, qui forment l'ossature de cette thèse. Au bout de deux ans, mes travaux avancent bien, et j'ai l'espoir de terminer ma thèse rapidement. Mais, *karamba*, encore une fois, c'est raté : je ne peux résister à l'opportunité de prendre en juin 2012 la responsabilité du bureau

le plus intéressant de la Drees (en toute objectivité bien-sûr!), me laissant très peu de temps pour avancer ma thèse.

Mais les deux meilleurs motifs pour retarder ma thèse étaient à venir, puisque, grâce à deux nouveaux venus, qui se reconnaîtront (enfin pas tout de suite, laissez-leur le temps d'apprendre à lire!), j'ai eu le plaisir de passer mes week-ends à jouer, mes nuits à veiller et mes vacances à pouponner, sans penser un instant à ma thèse ou presque. Qu'ils en soient ici officiellement remerciés!

Malgré tous ces très sympathiques obstacles, presque par miracle, j'ai pu aller au bout : vous en tenez la preuve entre les mains. Il va s'en dire qu'un tel miracle n'aurait pu se produire sans la participation et le soutien de très nombreuses personnes.

First and foremost, j'aimerais adresser mes plus sincères remerciements à mon directeur de thèse, Andrew Clark, sans lequel cette aventure n'aurait pas démarré, ni continué, et ne serait surtout pas allée au bout. Merci d'avoir su me relancer autour d'un verre, d'avoir accepté mon choix de travailler à l'Insee, et de m'avoir montré que l'économie est sans doute une science lugubre, mais qu'elle n'est pas pratiquée que par des gens maussades, loin de là!

Mes deux rapporteuses, Florence Jusot et Véronique Simonnet, ont lu très attentivement mon manuscrit, et ont formulé de nombreuses remarques qui ont beaucoup amélioré la qualité de la thèse. Qu'elles en soient ici très vivement remerciées.

Je remercie très chaleureusement Luc Behaghel et Yannick L'Horty d'avoir accepté de faire partie de mon jury de thèse. Leurs travaux de recherche, toujours en prise avec les débats économiques et politiques actuels, ont constitué une réelle source d'inspiration pour moi.

Je remercie également particulièrement Marc Gurgand, auquel j'aurais souhaité ressembler si j'avais été un « vrai » chercheur. Il m'a encadré durant mon mémoire de 3^e année de l'Ensaë, nous nous sommes croisés au Comité d'évaluation des expérimentations du RSA, je l'ai vu officier comme président du Conseil scientifique du Fonds d'expérimentation pour la jeunesse, et nous avons récemment tenté d'évaluer ensemble un programme de lutte contre le non-recours aux prestations sociales : j'ai été à chaque fois bluffé par sa compétence et ses grandes qualités humaines.

Je remercie très sincèrement Michel Gollac de m'avoir consacré du temps lorsque ma thèse portait encore sur les conditions de travail. Je lui présente mes excuses de ne pas avoir été plus loin dans cette direction, et de n'avoir jamais publié mes études sur le sujet, alors même qu'il avait eu la gentillesse de les mentionner dans son *Repères* consacré aux conditions de travail.

Bien évidemment, mes co-auteurs ont beaucoup et très directement contribué à cette thèse.

Par ordre d'apparition dans ce document, mes remerciements vont d'abord à Olivier Bargain : nos chemins se sont croisés par hasard, et, là encore, il a très bien fait les choses, puisque cette collaboration a été très fructueuse. Nous avons eu

depuis le plaisir de nous recroiser à plusieurs reprises, notamment parce que nous avons tous deux attrapé le virus de la microsimulation : j'espère que nous trouverons d'autres occasions.

Je remercie ensuite Vera Chiodi, Bruno Crépon et Romain Aeberhardt. Même si nos réunions n'ont pas toujours été de tout repos, j'ai beaucoup appris à votre contact. J'adresse au passage mes plus vifs remerciements à Pedro Jurado-Ponce, Khatidja Kassam et Catherine L'Hostis, pour leur sérieux, leur implication et leur efficacité dans leur excellent travail d'assistance de recherche.

Mathilde Gaini mérite plus que des remerciements, puisqu'elle m'a supporté durant la rédaction de quatre études (pas toutes dans cette thèse), que nous avons réussi à terminer (enfin, selon moi...) ! Allez, chiche, à quand la cinquième ?

Je remercie Aude Leduc, ma co-bureau du département des études. A défaut de m'avoir converti à R ou au yoga (il ne faut jamais dire jamais paraît-il !), merci d'avoir rendu ces deux années passées au D3E particulièrement agréables. Je suis très content qu'on se soit retrouvés à la Drees.

Je remercie enfin Renaud Legal pour sa grande connaissance de l'économie de la santé et les séances de travail (et les repas !) toujours très agréables avec lui.

J'ai beaucoup de gratitude pour les statisticiens et les enquêteurs qui ont œuvré « dans l'ombre » pour assurer la qualité des données qui sous-tendent les analyses présentées dans ma thèse, et qui ont permis à l'enquête Emploi, à l'enquête SHARE et aux enquêtes annuelles de recensement de constituer les outils robustes et précieux qu'ils sont devenus.

Mes pensées vont aussi à la dizaine de « thésards » qui partageaient (à tour de rôle, question de place !) le tout petit bureau du 2^e étage du A en 2006-2007, et notamment : Facundo Alvaredo, Anthony Briant, Dede Houeto, Pedro Jara-Moroni, Florian Mayneris, Matteo Mogliani et Julie Rochut. J'ai le souvenir de débats économétriques passionnants (si, si, c'est possible !), et de razzias sur les restes de sandwiches et de pâtisseries des lunch séminaires (comme quoi, les économistes se trompent et les *free lunches* existent bel et bien !). En suivant vos parcours de loin en loin, j'ai vu avec satisfaction que tout se passait bien pour vous. Mention spéciale à une belle rencontre avec Matteo, qui prouve par son charme latin qu'on peut être quelqu'un de bien et macro-économiste...

Les personnes assez exceptionnelles que j'ai rencontrées au cabinet de Martin Hirsch, notamment Jean-Benoît Dujol, Xavier Moal, Mathieu Valdenaire et Emmanuelle Wargon, m'ont permis de réaliser que la maxime d'Henri Bergson - « Agir en homme de pensée et penser en homme d'action », pas facile à appliquer dans un cabinet ministériel (!), s'appliquait en revanche parfaitement à l'économie : les travaux de notre « science » ne devraient jamais abandonner l'ambition de participer au débat public et d'améliorer la « chose commune ».

Mes années passées au département des études de l'Insee, à la Dares et à la Drees

m'ont permis de rencontrer des personnes très fortes techniquement, et, contrairement à ce qu'on voit parfois ailleurs, toujours modestes et disponibles. Je ne peux tous les citer ici, mais je voudrais particulièrement remercier pour leurs précieux conseils et relectures Patrick Aubert, Magali Beffy, Didier Blanchet, Bertrand Garbinti et Corinne Prost. Je remercie aussi les collègues avec lesquels j'ai eu l'occasion de collaborer sur d'autres projets de recherche ou d'étude qui n'apparaissent pas dans cette thèse : Alexis Eidelman, Marie-Cécile Cazenave-Lacrouts, Patrick Domingues, Fabrice Langumier, Virginie Fabre, Fanny Mikol et Amandine Schreiber, et les nombreux collègues qui ont rendu ces années de thèse - qui étaient aussi des années de bureaucrate, comme dirait l'autre - très sympathiques.

J'ai une pensée pour mes amis qui m'ont précédé dans ce passionnant exercice de la thèse, et qui ont la chance pour la plupart d'entre eux de ne pas être économistes : Aurore (x2), Hélène, Jeff, Niels, Olivia et Thibaut. J'ai surtout une pensée pour ceux qui trouvent (ou cherchent !) le courage de continuer : Delphine, Mathilde, Fanny, Corentin et Pauline, qui a presque fini !

Je suis heureux de rejoindre tous les « thésés » de ma famille, qui m'ont montré le chemin à suivre. J'ai toujours l'ambition d'écrire un papier avec mon économiste de frère, Vincent, mais je bloque encore sur le sujet. Pas facile de croiser nos spécialités : je ne suis pas sûr que « Guerres transfrontalières et insertion professionnelle des jeunes » ou « Évasion fiscale des multinationales et bilan de santé des CEO » soient des projets très prometteurs... Ce sera finalement peut-être plus facile avec ma médecin de sœur, Pauline !

Je remercie tout particulièrement mes parents, dont je suis persuadé que la technologie d'éducation se trouve très près de la frontière d'efficience (ça n'en a pas l'air, mais c'est un beau compliment, enfin au moins pour un économiste !). Merci à toi, Maman, de m'avoir transmis le goût des autres, et à toi, Papa, le goût du débat d'idées, qualités que j'essaie de cultiver, en recherche ou ailleurs...

J'ai évidemment gardé le meilleur, que dis-je, la meilleure, pour la fin ! Merci à toi, « ma » docteure (tu avais pris un peu d'avance !) pour ta précieuse relecture, tes encouragements, ta confiance, et les quelques semaines de « vacances » durant lesquelles tu m'as supporté penché sur ton ordinateur à trimer avec L^AT_EX. Grâce à toi, tout a semblé simple, évident pendant ces dix années, et tout continue de l'être. Je suis très heureux d'avoir grandi intellectuellement et tout court à tes côtés.

Introduction générale

Mon travail de doctorat a été entamé en 2006, sur un thème qui n'est plus directement présent dans les essais qui composent la présente thèse : l'analyse économique des conditions de travail. Pour plusieurs raisons, mes travaux se sont progressivement éloignés de cette thématique de départ. Pour autant, cette première spécialisation éclaire sous un jour intéressant les essais réunis au sein de cette thèse.

D'abord, s'intéresser aux conditions de travail oblige à se poser la question de la bonne manière de quantifier le phénomène que l'on analyse, tant il est difficile de trouver une liste simple d'indicateurs qui « résume » de manière synthétique les conditions de travail vécues par les travailleurs. En particulier, les indicateurs des conditions de travail sont souvent subjectifs, au sens où ils dépendent de la perception qu'en ont les travailleurs eux-mêmes. Cette attention portée à la qualité de l'indicateur mesuré est au fondement des cinquième et sixième chapitres de cette thèse. Ils visent à évaluer si la manière de formuler des questions de santé subjective et de renoncement aux soins pour raisons financières a un impact sur les réponses apportées par les enquêtés, et sur les résultats de la littérature académique qui s'y rapporte.

Cette préoccupation, au cœur de travaux de nombreux sociologues (Desrosières 2007) et moins présente historiquement dans les travaux d'économistes, a cependant connu un regain d'intérêt lors des années récentes. Cela s'explique notamment par une utilisation croissante par les économistes de variables subjectives. Au-delà de la traditionnelle question de santé subjective, utilisée en économie de la santé depuis plus de 50 ans, les questions de satisfaction dans la vie et de satisfaction au travail sont par exemple de plus en plus utilisées.

Un autre élément de l'analyse des conditions de travail a inspiré les essais de cette thèse : il s'agit de l'importance d'analyser les tendances à l'œuvre au cours des 20 ou 30 dernières années. En effet, en matière de conditions de travail, les évolutions au cours de cette période sont radicales, reflet des réglementations adoptées (réduction du temps de travail), de l'adoption de nouvelles technologies (Askenazy 2005) et des modifications du marché du travail (poursuite de la tertiarisation et élévation du niveau de diplôme notamment). Les troisième et quatrième chapitres adoptent une perspective historique de moyen-terme, en se focalisant sur les évolutions du chômage des jeunes depuis le milieu des années 70 et leur impact à court terme sur le taux de scolarisation et à long terme sur les trajectoires d'emploi et de salaire. Le premier

chapitre adopte également un regard rétrospectif, quoique sur un temps moins long, puisqu'il s'intéresse à l'effet potentiellement désincitatif du revenu minimum depuis 2004.

*

* *

D'un point de vue méthodologique, les essais réunis dans cette thèse constituent tous des études microéconométriques empiriques, sans modélisation théorique explicite des mécanismes qui sont mesurés. Ils ne partagent cependant pas de méthodologie unique : la préoccupation qu'ils dénotent est d'adapter la méthode, comme les données utilisées, aux problématiques traitées (tableau 1).

Tableau 1 – Données mobilisées et principaux outcomes étudiés dans la thèse, par chapitre

	Question	Données mobilisées	Principaux outcomes analysés
Chapitre 1	Le RMI et le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ?	Enquêtes annuelles de recensement 2004-2011	Emploi
Chapitre 2	Accompagner les jeunes chômeurs peu diplômés en leur octroyant une allocation est-il efficace ?	Enquêtes ad-hoc conçues pour l'expérimentation et données administratives (Parcours 3)	Investissement dans le programme, emploi, formation, revenus
Chapitre 3	Les jeunes prolongent-ils leurs études pour laisser passer la crise ?	Enquêtes emploi annuelles et en continu 1983-2010	Scolarisation
Chapitre 4	Les jeunes sortis de formation initiale en période de crise sont-ils pénalisés durant l'ensemble de leur carrière ?	Enquêtes emploi annuelles et en continu 1990-2011	Emploi et salaire
Chapitre 5	Le taux de renoncement aux soins pour raisons financières est-il sensible à la manière dont est formulée la question dans les enquêtes ?	Modules ad-hoc du Baromètre d'opinion de la Drees 2013-2014	Renoncement aux soins
Chapitre 6	Peut-on utiliser la santé subjective auto-déclarée dans les travaux de recherche en économie de la santé ?	Enquête SHARE 2004	État de santé

En matière de données d'abord, les essais présentés dans cette thèse mobilisent pour certains des enquêtes existantes (chapitres 1, 3, 4 et 6). Les troisième et quatrième chapitres utilisent les enquêtes Emploi, sources de données les plus classiques lorsqu'il s'agit d'étudier les conditions d'emploi d'une population. Cependant, le premier chapitre, qui analyse également les niveaux d'emploi, se fonde sur les enquêtes annuelles de recensement (EAR), et non sur les enquêtes Emploi. Cela s'explique par le fait que l'on cherche dans ce premier chapitre à mesurer très précisément le taux d'emploi par âge (par exemple à 24 ou 25 ans) des jeunes ayant un niveau de diplôme déterminé (par exemple un CAP/BEP). L'échantillon des enquêtes Emploi, annuelle ou en continu, qui est au maximum au 300^e, ne permet pas d'obtenir des estimateurs précis à un tel niveau de détail. L'enquête annuelle de recensement est beaucoup plus précise, et n'avait pas été jusque là mobilisée pour une étude nationale de ce type. Le sixième chapitre utilise également une enquête existante, le Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe (SHARE), qui contrairement aux deux précédentes, est internationale et porte sur les personnes âgées de plus de 50 ans.

Les deuxième et cinquième chapitres reposent sur l'analyse d'enquêtes *ad hoc*, que nous avons créées spécifiquement dans le cadre de nos recherches. Le deuxième

chapitre porte sur une expérimentation aléatoire, celle d'un programme d'accompagnement de jeunes en difficulté nommé Revenu contractualisé d'autonomie (RCA). Évaluer une expérimentation contrôlée oblige à concevoir un système d'informations qui permette de suivre dans le temps - avant, pendant et après l'expérimentation, les personnes bénéficiant du programme, et des jeunes similaires mais n'en bénéficiant pas. Il a ainsi été nécessaire de concevoir trois enquêtes auprès des 5 000 jeunes concernés ainsi que plusieurs enquêtes auprès des missions locales en charge de la mise en œuvre du programme sur le terrain. Ce travail exigeant permet cependant de disposer de données particulièrement adaptées à l'objet étudié, par exemple sur les efforts de recherche d'emploi ou sur les traits psychologiques des jeunes suivis (via des mesures psychométriques). Le cinquième chapitre repose également sur un questionnaire que nous avons conçu spécifiquement pour l'analyse de l'effet de formulation en matière de renoncement aux soins.

Ensuite, en matière de méthode, les essais présentés dans cette thèse se distinguent par la diversité des méthodes employées : expérimentation aléatoire ou quasi-expérimentation (*split sample*), régressions sur les discontinuités et régressions plus classiques. Le sixième chapitre utilise l'enquête internationale SHARE, et s'appuie sur une caractéristique de cette enquête tout à fait originale : la présence d'un *split sample*, c'est-à-dire la séparation aléatoire de l'échantillon en deux parties auxquelles ont été soumises deux versions du questionnaire qui diffèrent quant à la formulation de la question de santé subjective. Cette caractéristique du questionnaire n'a pas été introduite dans l'enquête dans l'objectif de réaliser une étude sur le sujet, mais afin d'assurer la comparabilité du questionnaire de SHARE avec, d'une part, des enquêtes anglaise (English Longitudinal Study of Ageing - ELSA) et américaine (Health and Retirement Study - HRS), et d'autre part, les enquêtes nationales européennes sur la santé. Le cinquième chapitre s'appuie également sur un dispositif de *split sample*. L'existence de ces *split sample* constitue une quasi-expérience, qui rapproche en termes de méthode les cinquième et sixième chapitres du quatrième portant sur l'expérimentation aléatoire du revenu contractualisé d'autonomie.

Ces analyses d'impact, basées sur la comparaison de deux groupes constitués aléatoirement, inspirées des études dans le champ médical, constituent une méthode, souvent qualifiée de *gold standard*, particulièrement utile pour isoler l'effet propre d'un dispositif de politique publique, ou, dans le cas des cinquième et sixième chapitres de cette thèse, l'effet propre de la formulation d'une question. Ces méthodes, qui limitent le nombre d'hypothèses d'identification, présentent leurs propres difficultés - taux de réponse différentiel entre groupes test et témoin, contamination de l'échantillon témoin, recours incomplet au dispositif dans le groupe test - difficultés qui seront abordées dans le deuxième chapitre en s'appuyant sur le cas concret de l'expérimentation du Revenu contractualisé d'autonomie.

Cependant, il n'est souvent pas possible d'évaluer un dispositif dans le cadre d'une expérimentation contrôlée et randomisée, soit parce que le dispositif est déjà en place, soit parce qu'il n'y a pas de volonté politique de réaliser une telle expérimentation. C'est le cas pour l'instauration d'un revenu minimum (RMI puis RSA)

pour les jeunes de 18 à 24 ans, qui fait pourtant l'objet de débats publics récurrents. Pour réaliser une évaluation d'un tel dispositif, il est ainsi nécessaire de recourir à d'autres méthodes : le premier chapitre réalise une telle évaluation en utilisant des régressions sur la discontinuité. Cette méthode repose sur l'hypothèse non totalement testable que les personnes aux abords de la continuité (e.g. les jeunes de 24 et 25 ans) sont proches, en tout cas aussi proches que des personnes juste en dessous (23 ans) ou juste au-dessus (26 ans) de la discontinuité. Par rapport aux expérimentations aléatoires, l'évaluation par une régression sur les discontinuités a l'avantage de s'appliquer à un dispositif déjà mis en place, qui ne pose donc pas la question du passage d'une expérimentation à petite échelle à un dispositif généralisé à grande échelle. Elle permet également de tenir compte d'effets qui se matérialisent après plusieurs années de mise en place d'un dispositif, là où une expérimentation ne peut bien souvent que capter les effets immédiats. Les troisième et quatrième chapitres s'appuient sur des méthodes plus classiques de régressions, qui ne tiennent pas compte d'une potentielle endogénéité (régressions par les moindres carrés ordinaires ou régressions logistiques). Plusieurs instruments ont été envisagés mais ils étaient « faibles » ou eux-mêmes potentiellement endogènes, de sorte qu'ils n'ont pas pu être mis en œuvre.

*

* *

La suite de cette introduction présente les six chapitres de cette thèse. Les quatre premiers chapitres portent sur l'insertion des jeunes sur le marché du travail (partie 1), tandis que les deux derniers portent sur l'utilisation de variables subjectives en économie de la santé (partie 2). Avant de présenter en détails les résultats de chaque chapitre, nous revenons sur la contribution qu'ils apportent à la littérature, après avoir succinctement résumé cette dernière. Les chapitres sont présentés sous la forme des six questions suivantes :

Partie I : Insertion des jeunes sur le marché du travail

1. Le RMI et le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ?
2. Accompagner les jeunes chômeurs peu diplômés en leur octroyant une allocation est-il efficace ? Les enseignements d'une expérimentation aléatoire
3. Les jeunes prolongent-ils leurs études pour laisser passer la crise ?
4. Les jeunes sortis de formation initiale en période de crise sont-ils pénalisés durant l'ensemble de leur carrière ?

Partie II : Utilisation de variables subjectives en économie de la santé

5. Le taux de renoncement aux soins pour raisons financières est-il sensible à la manière dont est formulée la question dans les enquêtes ?
6. Peut-on utiliser la santé subjective auto-déclarée dans les travaux de recherche en économie de la santé ?

Partie I : Insertion des jeunes sur le marché du travail

La problématique de l'insertion des jeunes est au cœur de l'agenda politique en France et en Europe, comme en témoignent la priorité accordée à la jeunesse par le président François Hollande, et le récent plan européen pour la jeunesse, nommé « Garantie jeune » et adopté en juin 2013 par les chefs d'Etat et de gouvernement des 27 pays de l'Union européenne (Commission européenne 2010). Elle est également très présente dans les travaux publiés par les organisations nationales comme le CESE (Prévost 2012) et internationales, comme l'OCDE (Scarpetta et al. 2010), le BIT (BIT 2012 ; BIT 2013) ou la Banque mondiale (Betcherman et al. 2007). Elle est enfin présente dans de nombreux travaux de recherche (parmi les travaux récents Bell et Blanchflower 2011 ; Cahuc et al. 2013 ; Eichhorst, Hinte et al. 2013).

Cette forte présence de la thématique de l'insertion des jeunes dans l'agenda politique, dans les préoccupations des organisations internationales, et dans la recherche appliquée en économie, s'explique par les difficultés réelles, et sans doute croissantes, que rencontrent de nombreux jeunes pour s'insérer sur le marché du travail. La question de l'insertion sur le marché du travail est particulièrement prégnante pour les jeunes, car elle conditionne bien souvent leur passage complet à une vie adulte autonome : décohabitation, mise en couple et parentalité.

*

* *

La suite de cette partie revient sur quelques grands faits stylisés caractérisant l'insertion professionnelle des jeunes sur le marché du travail, avant de donner un aperçu de la littérature économique sur ce sujet et d'indiquer la contribution de cette thèse à cette littérature.

Les faits stylisés sont les suivants :

- Le taux de chômage des jeunes est plus de deux fois plus élevé que celui de l'ensemble de la population, dans la plupart des pays développés. Au-delà des fluctuations cycliques, le taux de chômage des jeunes a augmenté fortement dans de nombreux pays développés du milieu des années 70 jusqu'au milieu des années 90. Il a depuis baissé, avant d'augmenter à nouveau très fortement depuis 2008.
- La situation des jeunes sur le marché du travail est très cyclique, ce qui explique que leur situation s'est fortement dégradée depuis 2008 : le taux de chômage des jeunes est passé de 16 % en 2008 à 24 % en 2013 dans la zone euro.
- Les pays de l'OCDE ont des performances très différentes en matière d'emploi et de chômage des jeunes. La France se caractérise par des taux de chômage des 15-24 ans légèrement supérieurs à la moyenne, et par des taux d'emploi particulièrement faibles.

L'insertion professionnelle des jeunes est difficile en France et dans les principaux pays développés

Le taux de chômage des jeunes est élevé dans la plupart des pays européens. En France, en 2012, le taux de chômage des jeunes de moins de 25 ans atteint 23,9 % contre 9,0 % pour les 25-49 ans. Dans la zone euro (17 pays), en 2013, le taux de chômage des jeunes de moins de 25 ans atteint 24,0 % contre 10,8 % pour les plus de 25 ans. Il faut cependant garder à l'esprit que le taux de chômage constitue un indicateur très imparfait pour évaluer la situation des jeunes sur le marché du travail (Marchand 1999), notamment en raison du nombre élevé de jeunes qui sont en étude et donc « inactifs » (89 % des 15-19 ans et 39 % des 20-24 ans sont en études en France en 2010)¹.

Le chômage des jeunes est particulièrement cyclique

Ce taux de chômage élevé s'accompagne d'une durée d'insertion des jeunes sur le marché du travail en hausse et de plus en plus difficile, en particulier depuis 2008 (voir Le Rhun et Minni (2012) pour des chiffres récents et Dares (2011) pour une synthèse très riche des principales données relatives à l'emploi des jeunes et à leur insertion). Entre 1983 et 2010, le taux de chômage des jeunes ne présente pas de tendance, il évolue en fonction des cycles, entre 15,3 % et 23,2 %. Néanmoins, la façon dont l'insertion des jeunes sur le marché du travail se déroule a beaucoup évolué dans les années 80 et 90 : l'insertion implique plus fréquemment un passage par des emplois temporaires (intérim, contrats à durée limitée). En 1983, parmi les jeunes ayant moins de cinq ans de présence sur le marché du travail, 15,5 % occupaient un emploi à durée limitée ; cette proportion a augmenté graduellement jusqu'à atteindre le double au milieu des années 90 (Degorre et al. 2009). Cette phase de recherche d'emploi rend le chômage des jeunes particulièrement sensible à la conjoncture économique, à la hausse comme à la baisse. C'est le cas depuis 2008, mais cela s'est déjà manifesté lors d'épisodes de crise précédents : entre 1992 et 1994 par exemple, le taux de chômage des jeunes de 15 à 24 ans a augmenté de 4,6 points, passant de 17,6 % à 22,2 %, alors que celui des personnes âgées de 25 à 49 ans n'a dans le même temps augmenté que de 1,7 point, passant de 7,9 % à 9,6 % (Fondeur et Minni 2004).

Des différences marquées entre les pays, en partie liées à des différences institutionnelles

Des différences très marquées en matière de chômage des jeunes existent entre

1. Il est donc important d'analyser conjointement taux de chômage et taux d'activité pour avoir une vision non biaisée de la situation des jeunes sur le marché du travail. D'autres indicateurs doivent également être mobilisés pour avoir une vision complète, comme la part des jeunes qui ne sont ni en emploi, ni en formation, que l'on qualifie couramment en utilisant l'acronyme anglophone *NEET*, pour *Not in Education Employment or Training*, ou la part des étudiants qui travaillent durant leurs études.

les pays de l'OCDE : en 2012, le taux de chômage et le taux d'emploi des 15-24 ans s'établissent respectivement à 9,5 % et 63,3 % aux Pays-Bas, contre 53,2 % et 20,0 % en Espagne. Ces différences sont relativement stables dans le temps (Perugini et Signorelli 2010). La Grèce, le Portugal, l'Espagne et l'Italie se caractérisent par des taux de chômage élevés (même avant les années récentes où ils ont explosé) et des taux d'emploi faibles. La France, la Belgique ont des taux de chômage des jeunes légèrement supérieurs à la moyenne des pays de l'OCDE, mais avec des taux d'activité et d'emploi particulièrement bas. Les Etats-Unis, le Royaume-Uni, l'Australie et le Canada ont des taux de chômage des jeunes modérés, qui s'accompagnent de taux d'emploi et d'activité élevés. Enfin, le Japon, l'Allemagne, l'Autriche, les Pays-Bas et le Danemark se caractérisent par des taux de chômage faibles.

*

* *

Au-delà de la mise en évidence de ces faits stylisés, facilitée par la disponibilité de données comparables internationalement au travers de l'existence des *Labor force surveys*, la littérature économique s'est développée dans trois directions :

- Elle a exploré les causes du niveau et des fluctuations du chômage des jeunes, en les reliant notamment aux caractéristiques institutionnelles des différents marchés du travail nationaux et des différents systèmes de formation initiale.
- Elle a évalué l'efficacité des dispositifs spécifiques que les pouvoirs publics ont mis en place pour remédier au chômage des jeunes (programmes d'accompagnement ou de formation, subventions à l'emploi de jeunes ...).
- Elle a exploré les conséquences d'un niveau élevé de chômage des jeunes, par exemple en matière de d'éducation, de fécondité, de criminalité ou d'impact futur sur les trajectoires professionnelles des personnes entrées dans une conjoncture économique dégradée.

Nous allons revenir successivement sur ces trois dimensions. La présente thèse apporte une contribution aux deux dernières.

Causes du niveau élevé du chômage des jeunes

Dans une certaine mesure, il est « normal » que le taux de chômage des jeunes soit plus élevé que celui des adultes plus âgés. Cela s'explique d'abord par un effet de « friction », lié au temps que nécessite la recherche et l'obtention d'un emploi pour les jeunes à la sortie de leurs études². Cela s'explique en outre par un effet de composition : les moins diplômés sont surreprésentés parmi les actifs de moins de 25 ans (i.e. le dénominateur du taux de chômage), puisqu'ils sont les premiers

2. Ce chômage de friction, souvent de courte durée, permet de comprendre pourquoi les écarts de taux de chômage entre jeunes et plus âgés sont moindres lorsqu'on s'intéresse au chômage de longue durée : le taux de chômage depuis plus d'un an est de 6,8 % pour les moins de 25 ans contre 3,6 % pour les 25-49 ans.

à entrer sur le marché du travail ; or leur accès à l'emploi est plus difficile. Avec l'allongement de la durée des études, intervenu à différentes périodes dans chacun des pays développés, l'impact de cet effet de composition progresse, ce qui explique une partie de la hausse du taux de chômage des jeunes et de la baisse de leur taux d'emploi (Biagi et Lucifora 2008).

Pour autant, comme on l'a vu plus haut, les niveaux de chômage des jeunes (en absolu et relativement au taux de chômage de l'ensemble de la population) varient considérablement dans les pays développés, alors que les deux arguments évoqués ci-dessus (effets de friction et de composition) devraient s'appliquer de manière similaire à ces différents pays. Ce constat a conduit les chercheurs à rechercher des causes institutionnelles pour expliquer les forts écarts nationaux des niveaux d'emploi et de chômage des jeunes.

Les causes évoquées et étudiées par les chercheurs sont nombreuses, et peuvent être classées en cinq grandes catégories d'explication (numérotées de i à v ci-dessous).

Du côté de la demande de travail d'abord, le fonctionnement général du marché du travail, et notamment son caractère dual, peut être défavorable aux jeunes, en protégeant notamment les insiders par rapport aux outsiders (i). Le coût relatif du travail des jeunes peut également constituer un frein à leur insertion professionnelle, s'il ne tient pas compte de leur moindre productivité, par exemple en raison du niveau du salaire minimum (ii). Les facteurs démographiques, et notamment la concurrence avec les travailleurs âgés, pourraient également jouer un rôle (iii).

A l'interface entre offre et demande de travail ensuite, l'inadéquation de la formation initiale des jeunes aux besoins de l'économie (iv) est souvent évoquée comme cause de leur haut niveau de chômage, dans un contexte où la mondialisation et les innovations technologiques conduisent à une polarisation du marché du travail, limitant les perspectives des détenteurs de diplômes correspondant à des niveaux faibles ou médians de qualification.

Du côté de l'offre de travail enfin, certains jeunes pourraient être découragés de travailler ou de se former (v), en raison des aides qu'ils perçoivent des pouvoirs publics ou de leur famille, de leur éloignement du marché du travail, ou d'obstacles d'ordre psychologique.

La littérature, très riche, que nous ne chercherons évidemment pas à résumer en totalité ici, ne tranche pas entre ces différentes explications, et n'a pas atteint de consensus qui expliquerait en totalité les écarts entre les différents pays.

Elle montre cependant que la troisième classe d'explications, démographique, ne joue pas de rôle significatif dans les évolutions du chômage des jeunes (voir par exemple Eichhorst, Boeri et al. 2013). En revanche, l'existence d'un marché du travail dual (i) est souvent citée comme un facteur aggravant, notamment sur la base d'une corrélation entre taux de chômage des jeunes et part des jeunes en contrat temporaire (par exemple Cahuc et al. 2013 ; Scarpetta et al. 2010). La littérature est plus partagée quant à l'importance du coût du travail des jeunes (ii) dans leur

haut niveau de chômage (voir par exemple Pereira 2003, Neumark et Wascher 2004, Hyslop et Stillman 2007, ou Low Pay Commission 2013).

L'inadéquation du système de formation initiale aux besoins de l'économie est un facteur reconnu comme pénalisant (iv). Elle s'exprime de deux manières : inadaptation de la formation initiale aux besoins des employeurs et nombre élevé de sortants du système scolaire sans diplôme (Quintini et Martin 2006). De ce point de vue, le système de formation en alternance pratiqué en Allemagne ou en Autriche³ semble avoir la double vertu de limiter le nombre de sortants du système scolaire sans diplôme, et de limiter l'inadéquation entre formation et besoins des employeurs, ces derniers jouant un rôle central dans la définition des contenus et du contour des formations (voir par exemple Simonnet et Ulrich 2000 ; Biavaschi et al. 2012 ; Van der Velden et Wolbers 2003).

Enfin, la littérature s'est penchée sur l'offre de travail des jeunes (v).

Depuis quelques années, des travaux d'économie comportementale ont notamment souligné que les jeunes sortis tôt et peu diplômés de formation initiale avaient dans certains cas des traits psychologiques qui les freinent dans leur insertion sociale et professionnelle : l'impression qu'ils n'ont pas le contrôle de leur vie (*locus of control* dit externe, Cobb-Clark 2014), une préférence pour le présent très forte, etc. Ces facteurs, probablement innés ou acquis précocement, peuvent jouer de manière décisive sur l'insertion des jeunes et sur leurs trajectoires professionnelles, comme le montrent les nombreux travaux qui explorent actuellement ces questions (Lerman 2002 ; Babcock et al. 2012 ; Spinnewijn 2015).

De manière plus classique, la littérature s'est intéressée aux incitations financières qu'ont les jeunes et leurs aînés à occuper un emploi, dans un cadre théorique sous-jacent d'arbitrage entre travail et loisir. Les résultats de cette littérature indiquent que l'élasticité de l'offre de travail au salaire est importante surtout pour les femmes, notamment les mères de famille (voir Blundell et MaCurdy 1999 ou Scholz et Levine 2001). Pour les autres catégories de personnes, l'élasticité de l'offre de travail est plus faible, même si le nombre de travaux portant spécifiquement sur les jeunes est réduit.

De ce point de vue, les deux premiers chapitres de cette thèse apportent des résultats convergents avec ceux de la littérature. Ils indiquent en effet que les dispositifs d'incitation financière, ou de désincitation financière dans le cas du RMI/RSA, n'ont pas ou peu d'impact, positif ou négatif, sur les trajectoires des jeunes. À la lumière de ces chapitres, l'offre de travail des jeunes apparaît comme peu élastique aux incitations monétaires, ce qu'on pourrait interpréter comme le signe que les

3. Van der Velden et Wolbers (2003) et Biavaschi et al. (2012) s'intéressent au rôle de l'éducation professionnalisante (vocational training) pour diminuer le chômage et le temps d'insertion des jeunes sur le marché du travail, en partant du constat que le taux de chômage des jeunes est particulièrement limité en Allemagne et en Autriche, deux pays dans lesquels le système de formation initiale met fortement l'accent sur la formation professionnalisante, y compris en apprentissage (système d'éducation dit dual). Ils insistent cependant sur la difficulté de mettre en place une formation professionnalisante dans des contextes politiques, institutionnels et économiques variés.

principaux facteurs explicatifs du chômage des jeunes seraient à chercher du côté de la demande insuffisante de travail adressée aux jeunes, et non d'une offre de travail qui serait insuffisante.

Efficacité des dispositifs mis en place par les pouvoirs publics pour réduire le chômage des jeunes

Devant l'envolée du chômage des jeunes au cours des années 80, et particulièrement des jeunes les moins qualifiés, les pouvoirs publics ont mis en place des politiques spécifiques : contrats aidés réservés aux jeunes, apprentissage, accompagnement spécifique par le réseau des missions locales pour les jeunes, lutte contre le décrochage scolaire...

La grande majorité des programmes lancés pour lutter contre le chômage des jeunes n'ont pas fait l'objet d'évaluations scientifiques⁴. De nombreux programmes sont recensés dans le Youth Employment Inventory⁵, même si, pour le cas français, les sept programmes recensés sont loin de recueillir exhaustivement les nombreux programmes mis en place depuis 30 ans. A partir de cet inventaire mondial, Betcherman et al. (2007) montrent que la part des programmes dont les effets ont été évalués rigoureusement est faible, en dehors des pays anglo-saxons et des programmes financés par de grandes institutions internationales. En effet, 40 % des programmes recensés n'ont pas été évalués et 35 % l'ont été avec une méthodologie qui ne permet pas d'isoler les effets propres du programme (absence de groupe de contrôle). Sur le quart des programmes ayant fait l'objet d'une évaluation rigoureuse, seuls les deux cinquièmes contiennent une analyse coûts-bénéfices. Ces chiffres sont d'autant plus alarmants qu'ils sont sans doute surestimés : en effet, les projets les mieux évalués sont sans doute plus souvent reportés dans l'inventaire.

La rareté de l'évaluation rigoureuse des dispositifs mis en place en faveur des jeunes pose plusieurs questions. En premier lieu, elle ne permet pas de distinguer « ce qui marche le mieux » de « ce qui marche le moins bien (voire est même contre-productif) ». En deuxième lieu, les décideurs publics ont souvent tendance à surestimer l'efficacité des dispositifs qu'ils mettent en place, alors que les évaluations rigoureuses, en particulier randomisées, montrent bien souvent que les dispositifs ne sont pas efficaces (au sens où ils n'atteignent pas l'objectif fixé), ou, en tout état de cause, qu'ils sont moins efficaces que l'anticipaient leurs promoteurs (MDRC 2010). Ainsi, l'absence d'évaluation rigoureuse pourrait renforcer l'idée chez les décideurs que des programmes spécifiques centrés sur les jeunes peuvent apporter une solution à leurs difficultés d'insertion, pour autant qu'on mette en place une action volontariste. Cette idée serait problématique si elle éloigne les décideurs publics de politiques plus structurelles.

Un certain nombre de dispositifs en faveur des jeunes ont été évalués rigoureu-

4. Malheureusement, il ne s'agit pas d'une spécificité des programmes à destination des jeunes : voir par exemple Bunel et L'Horty (2011) pour une réflexion sur les difficultés de l'évaluation des politiques publiques, à partir de l'exemple des allègements de cotisations sociales.

5. <http://www.youth-employment-inventory.org>

sement, en particulier au Royaume-Uni et aux États-Unis⁶, et plus récemment, en France au travers des expérimentations financées par le Fonds d'expérimentation pour la jeunesse.

Le deuxième chapitre s'inscrit directement dans cette optique d'évaluation d'un dispositif d'aide aux jeunes en difficulté d'insertion. Il permet d'évaluer de manière extrêmement rigoureuse, via une expérimentation aléatoire à grande échelle (nationale et portant sur plus de 5 000 jeunes), les effets d'un dispositif d'accompagnement appelé revenu contractualisé d'autonomie, proche de la garantie jeunes progressivement mise en place en France depuis septembre 2011. Il s'agit d'une des premières expérimentations de ce type en France. Les conclusions de l'évaluation, qui met en lumière un manque d'efficacité du dispositif mis en place, renforcent les résultats de la littérature, qui montre que les programmes d'aide et d'accompagnement à destination des jeunes en difficulté sont en général inefficaces (Lalonde 2003, Card et al. 2010, et Card et al. 2015).

Le premier chapitre évalue quant à lui les effets qu'aurait l'ouverture des minima sociaux, RMI puis RSA, aux jeunes, qui en sont actuellement, le plus souvent, exclus. L'évaluation menée indique que les effets désincitatifs sur l'emploi des jeunes seraient extrêmement limités, en tout cas si on se cantonne aux jeunes les plus âgés (autour de 25 ans). L'étude apporte ainsi des éléments nouveaux dans le débat politique français, mais aussi dans la littérature, qui s'est jusqu'ici davantage concentrée sur les situation des familles, en particulier des mères célibataires (voir par exemple Nichols et Rothstein 2015). En effet, à notre connaissance, à l'exception d'une étude canadienne et d'une étude française, il n'existe pas d'évaluation de l'éventuel effet désincitatif des aides sociales à destination des jeunes, alors même que l'existence, le montant et les conditions d'attribution de celles-ci diffèrent très fortement d'un pays à l'autre.

Les deux premiers chapitres, qui étudient l'offre de travail des jeunes, semblent indiquer que celle-ci est relativement peu élastique au salaire et aux incitations financières. En effet, la délivrance d'une allocation (RMI/RSA dans le premier chapitre, allocation mensuelle dans le cadre d'un accompagnement dans le deuxième) n'a pas ou peu d'impact, positif ou négatif, sur les trajectoires des jeunes. En conséquence, les principaux facteurs explicatifs du chômage des jeunes seraient à chercher du côté de la demande insuffisante de travail adressée aux jeunes, et non de leur insuffisante offre de travail. Les deux chapitres suivant s'intéressent justement à l'impact sur la trajectoire des jeunes des fluctuations de la demande de travail, c'est-à-dire de la conjoncture économique.

Conséquences du niveau élevé du chômage des jeunes

Comme nous l'avons vu, le chômage des jeunes atteint un niveau élevé en comparaison de celui de leurs aînés, en particulier dans les pays du Sud de l'Europe. De plus, le taux de chômage des jeunes est généralement très cyclique. La littérature

6. On peut penser ici au New Deal for Young People, ou au Job Corps (Schochet et al. 2008).

a exploré les conséquences de ce haut niveau de chômage et de sa volatilité sur les trajectoires des jeunes en matière d'éducation (cf. chapitre 3), de santé (Jusot 2012 et Garouste et Godard 2015), de fécondité (Mason et. al. 1997 et Kohler et. al. 2002), de criminalité ou d'impact futur sur les trajectoires professionnelles des personnes entrées dans une conjoncture économique dégradée (cf. chapitre 4). Fougère et al. (2009) montrent par exemple, en s'appuyant sur la situation française de 1990 à 2000, qu'une hausse du chômage des jeunes dans un département se traduit en moyenne par une augmentation des plaintes déposées pour agressions, vols et usages de stupéfiant.

Les troisième et quatrième chapitres s'inscrivent dans cette littérature, en s'appuyant sur le cas français, jusque là peu étudié. Ils explorent les conséquences de la grande volatilité du taux de chômage des jeunes, à travers son impact à court terme sur le taux de scolarisation et à long terme sur les trajectoires d'emploi et de salaire. Le troisième chapitre montre que certains jeunes qui arrivent en fin de scolarité en phase de mauvaise conjoncture économique retardent leur sortie du système scolaire, mais que ce phénomène est très circonscrit, à l'instar de ce que montre l'analyse des expériences étrangères, en particulier aux États-Unis. Le quatrième chapitre fait quant à lui apparaître une singularité française, puisqu'il indique que les jeunes sortis du système de formation initiale en mauvaise conjoncture ne souffrent pas de handicap durable, sous forme de moindre taux d'emploi ou de moindre salaire. Cela distingue la France des pays étudiés jusqu'ici dans la littérature, dans lesquels des handicaps salariaux durables sont le plus souvent détectés, même si leur ampleur et leur persistance varient beaucoup d'une étude et d'un pays à l'autre. Les raisons qui pourraient expliquer cette singularité française sont discutées à la fin du quatrième chapitre.

*

* *

Jusque-là, j'ai utilisé le terme très général de « jeunes », amalgame qui pourrait laisser entendre que tous les jeunes sont confrontés à la même situation et aux mêmes difficultés. Je reproduirai à plusieurs reprises cet « abus de langage », pour des raisons de commodité et d'intelligibilité du texte. Ce focus générationnel ne doit pas faire oublier les clivages sociaux très forts qui existent entre les jeunes, en particulier en fonction du niveau d'études qu'ils ont atteint. Il convient ainsi de garder à l'esprit que l'insertion sur le marché du travail ne se déroule pas de la même manière selon le niveau d'étude des jeunes.

Dans cette optique, le premier chapitre, « le RMI et le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? », montre bien que seul un nombre réduit de jeunes autour de 25 ans semblent découragés de travailler du fait de l'existence du RMI puis du RSA, et que ces jeunes découragés font partie de ceux qui n'ont pas de diplôme. Les jeunes autour de 25 ans diplômés, quel que soit le niveau de ce diplôme, ne connaissent pas d'infléchissement de leur taux d'emploi. Les troisième et quatrième

chapitres portent également une attention particulière à distinguer les résultats en fonction des caractéristiques des jeunes, notamment de leur niveau d'études ou des caractéristiques socioprofessionnelles de leurs parents. Le deuxième chapitre, enfin, se concentre sur les jeunes ayant un niveau de qualification faible, qui sont ceux qui rencontrent les difficultés d'insertion les plus grandes.

Chapitre 1 : Le RMI et le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ?

Ce chapitre a été co-écrit avec Olivier Bargain et a été publié en 2014 dans *Économie et Statistiques* sous le titre : « Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans » (Bargain et Vicard 2014).

Le revenu minimum d'insertion (RMI), créé en 1989 dans un contexte de chômage de masse, a été remplacé en juin 2009 par le revenu de solidarité active (RSA). Les deux aides constituent des soutiens aux ménages à bas revenus, illimités dans le temps et en pratique non conditionnés à une formation ou à une recherche active d'emploi. Ces aides sont conçues comme des transferts de dernier recours pour des bénéficiaires qui, premièrement, sont en principe capables de travailler, à la différence d'aides spécifiques aux personnes âgées (minimum vieillesse) et qui, deuxièmement, n'ont pas droit aux allocations contributives (allocation chômage), car n'ayant pas assez cotisé ou ayant épuisé leurs droits. Le RMI (tout comme le RSA) est éventuellement complété par des aides au logement qui peuvent représenter jusqu'à un tiers des ressources de ceux qui n'ont aucun revenu personnel.

Le RSA a été mis en place après plusieurs années de débat autour du RMI, concernant à la fois l'efficacité du dispositif d'insertion adossé à l'allocation et l'effet de l'allocation sur l'incitation à travailler. En particulier, le RMI a longtemps été soupçonné de diminuer le taux d'emploi en réduisant l'intérêt financier à occuper un emploi, notamment s'il s'agit d'un emploi faiblement rémunéré. Pour réduire ce risque, diverses réformes avaient déjà introduit et étendu la période d'intéressement durant laquelle le RMI et les revenus du travail pouvaient être partiellement cumulés. La prime pour l'emploi, mise en place à partir de 2001, a aussi permis de rehausser les revenus du travail pour des travailleurs à bas salaire et d'augmenter l'écart entre le revenu hors emploi et le revenu en emploi. Depuis juin 2009, la réforme du RSA a permis de pérenniser le cumul des transferts sociaux et des revenus du travail. Il est maintenant possible, pour un ménage éligible, de toucher l'équivalent du RSA plein moins 38 % des salaires reçus par ses membres, et ceci de façon permanente.

Par ailleurs, la France se singularise au sein des pays européens par un droit d'accès tardif au revenu minimum pour les jeunes sans charge de famille : 25 ans pour le RMI puis le RSA, là où de nombreux pays européens ouvrent l'accès au revenu minimum aux jeunes non étudiants dès 18 ans, souvent avec ces conditions d'accès et de versement aménagées. Depuis septembre 2010, l'accès au RSA a cependant été

ouvert aux jeunes de moins de 25 ans non chargés de famille, avec une condition d'accès très restrictive : il faut avoir travaillé au moins deux ans à temps plein au cours des trois années précédant la demande de RSA. Avec cette condition d'accès, le nombre d'allocataires reste faible : en janvier 2011, seulement 8 000 foyers bénéficient du RSA jeunes, dont 78 % exercent une activité.

À l'inverse, les jeunes de 25 à 30 ans représentent une part importante de la population de bénéficiaires du RSA. Selon les données de la Cnaf au 31 décembre 2010 (France métropolitaine), les 25-30 ans sans enfant et allocataires du RSA socle (qui s'adresse principalement aux personnes sans ressources, à l'instar du RMI) représentent environ 200 000 foyers allocataires, soit 17 % des foyers allocataires du RSA socle et 7 % de tous les jeunes de 25 à 30 ans sans enfant. Ceux qui sont allocataires du RSA activité seul (qui s'adresse aux personnes qui perçoivent un faible salaire) représentent environ 60 000 foyers allocataires, soit 15 % des foyers allocataires du RSA activité seul et 2 % des jeunes de 25 à 30 ans sans enfant.

En conséquence, en raison de l'effet désincitatif classique d'une allocation inconditionnelle sur l'offre de travail, certains jeunes de plus de 25 ans sont-ils découragés de travailler à cause de la possibilité de percevoir le revenu de solidarité active, et, avant juin 2009, le revenu minimum d'insertion ? Pour répondre à cette question, nous comparons les taux d'emploi des jeunes célibataires sans enfant de 24 ans d'une part et de 25 ans d'autre part : les premiers ne peuvent pas percevoir le RMI/RSA pour leur compte alors que les seconds le peuvent. La variation des montants d'aide sociale entre ces deux populations très similaires peut donc être exploitée (les premiers ne touchant aucune aide sociale, ou seulement les aides au logement, s'ils sont sans enfant). Les deux groupes étant de profils très proches aux abords de la limite d'âge, le premier constitue un groupe de contrôle de bonne qualité tandis que le second, dit « groupe traité », est potentiellement concerné dans ses choix par la possibilité de recevoir le RMI/RSA.

Nous trouvons un effet désincitatif du RMI puis du RSA faible mais statistiquement significatif, circonscrit aux jeunes sans diplôme. En effet, de 2004 à 2009, c'est-à-dire avant la mise en place du RSA, les jeunes ayant au mieux le baccalauréat ont un taux d'emploi de 63 % à 20 ans, qui progresse jusqu'à 76 % à 24 ans, passe à 77 % à 25 ans, puis à 78 % à 30 ans. Aucune rupture dans les taux d'emploi lors du passage à 25 ans n'apparaît, ce qui suggère que le RMI n'a pas d'effet désincitatif sur l'emploi des jeunes de cet âge. Les jeunes ayant au mieux un CAP ou un BEP ont des taux d'emploi inférieurs de plus de 10 points à ceux des jeunes ayant au mieux le baccalauréat, mais aucune rupture dans leur taux d'emploi n'est non plus observable lors du passage à 25 ans.

À l'inverse, on observe une rupture pour les jeunes les moins diplômés (ayant au mieux le brevet des collèges), qui ont sans doute les gains au travail les plus faibles (ainsi que des taux d'emploi particulièrement faibles). En effectuant des régressions sur les discontinuités, nous mesurons la proportion de jeunes de 25 ans qui seraient ainsi découragés de travailler en raison du RMI. En fonction des hypothèses retenues,

entre 1,7 % et 2,9 % de ces jeunes très peu diplômés seraient ainsi concernés. En supposant que ces jeunes « découragés » deviennent bien allocataires du RMI, et compte tenu de la proportion des moins diplômés dans la population et des effectifs d'allocataires, on peut donc considérer qu'entre 2004 et 2009, seuls 2,0 % à 3,4 % des jeunes allocataires du RMI de 25 ans, célibataires et sans enfant, auraient été découragés de travailler. Ce phénomène se traduit principalement par une limitation du recours aux emplois à temps partiel. En effet, la rupture dans les taux d'emploi n'est observable que pour le taux d'emploi à temps partiel, et n'est plus visible lorsque l'on s'intéresse au taux d'emploi à temps complet. Ce constat est cohérent avec les gains à la reprise d'emploi, qui sont particulièrement faibles pour les emplois à temps partiel et notamment très partiel, en particulier avant la mise en place du RSA. Entre 2010 et 2011, après la mise en place du RSA, la rupture n'est plus visible dans les taux d'emploi lors du passage à 25 ans, quel que soit le niveau de diplôme considéré. Cette conclusion n'est cependant pas très robuste - nous ne disposons que de deux années pour analyser le RSA. De plus, l'effet du RMI n'était déjà plus observable au cours des quelques années précédant l'introduction du RSA, caractérisées d'abord par une baisse du chômage puis par la crise économique de 2008-2009.

Les raisons pour lesquelles la désincitation peut être faible sont bien connues. Ainsi, l'accès à l'emploi peut être perçu comme une norme sociale à atteindre, même si les gains financiers qu'il procure sont faibles. C'est aussi le moyen de se construire des droits à la retraite. De surcroît, la plupart des chômeurs recherchent un emploi à temps plein, alors que le RMI ou le RSA jouent surtout sur l'arbitrage entre emploi à temps partiel et inactivité. Enfin, de faibles gains au travail à court terme peuvent être compensés par des gains à plus long terme, avec une amélioration des conditions futures d'emploi procurée par l'expérience professionnelle accumulée.

Comme toute évaluation fondée sur l'observation des comportements de part et d'autre d'une discontinuité réglementaire, l'estimation proposée dans ce travail ne donne qu'un effet local, pas forcément extrapolable à d'autres groupes d'âges. Même s'il fournit une indication intéressante, il ne permet pas de prédire les effets d'une potentielle extension du revenu minimum à des tranches d'âges plus jeunes. Il est possible toutefois qu'à d'autres âges, les arbitrages entre salaire et minima sociaux soient différents et entraînent un effet désincitatif plus fort.

Chapitre 2 : Accompagner les jeunes chômeurs peu diplômés en leur octroyant une allocation est-il efficace ? Les enseignements d'une expérimentation aléatoire

Ce chapitre a été co-écrit avec Romain Aeberhardt, Vera Chiodi, Bruno Crépon et Mathilde Gaini. L'expérimentation et l'évaluation du revenu contractuelisé d'autonomie ont été financées par le Fonds d'expérimentation pour la jeunesse (FEJ) du ministère des sports, de la jeunesse, de l'éducation populaire et de la vie associative.

Beaucoup de jeunes entrent sur le marché du travail avec des niveaux de qualification très faibles et une méconnaissance presque complète du marché du travail. Leur employabilité est réduite et leur participation au marché du travail reste durablement précaire. De très nombreux programmes ont été mis en place dans les principaux pays développés pour aider ces jeunes peu qualifiés à s'insérer durablement sur le marché du travail, en mettant tour à tour l'accent sur différents leviers : remise à niveau générale, formation spécifique (diplômante ou non), aide à la recherche d'emploi, insertion professionnelle via des stages, emplois aidés... Quel que soit le levier mobilisé, ces programmes ont au mieux un effet positif à très court-terme, mais ils ne conduisent pas à l'accumulation de gains d'expérience suffisants pour améliorer durablement la situation des jeunes.

Ce chapitre présente l'évaluation d'un programme expérimental visant à activer un levier jusque là peu mobilisé, en proposant à des jeunes peu qualifiés une allocation mensuelle tant qu'ils s'investissent activement dans leur programme d'accompagnement. Il s'agit d'une expérimentation randomisée à grande échelle, sur l'ensemble du territoire français.

Le levier mobilisé est d'autant plus important que la littérature empirique montre que les programmes d'accompagnement souffrent habituellement d'un déficit d'attractivité, ce qui se traduit par des taux de participation et d'implication faibles et des taux d'abandon élevés. L'une des questions ouvertes de la littérature est de savoir si des incitations monétaires sont en mesure de renforcer l'investissement des jeunes dans leur programme d'accompagnement, alors même que leur motivation initiale est faible.

Le programme expérimental évalué s'appelle le Revenu contractualisé d'autonomie (RCA). Il s'agit d'un programme d'accompagnement à destination des jeunes de 18 à 22 ans peu diplômés connaissant des difficultés d'insertion, financé et piloté par le Fonds d'expérimentation pour la jeunesse. Il a été expérimenté par 82 missions locales d'avril 2011 à avril 2013. Le RCA est un dispositif proche du Cvis, le dispositif proposé habituellement aux jeunes, en termes de public visé et d'offre d'accompagnement. Il diffère cependant de celui-ci selon trois dimensions : une allocation mensuelle est offerte aux jeunes tant qu'ils s'investissent dans leur programme d'accompagnement, la durée initiale du programme est plus longue (deux ans pour le RCA contre une année renouvelable pour le Cvis), et l'accompagnement des jeunes se poursuit lorsqu'ils sont en emploi. La différence la plus importante correspond au versement d'une allocation mensuelle, d'un montant maximum de 250 € la première année, puis dégressif la deuxième année (240 euros par mois au premier trimestre, 180 euros par mois au 2^e trimestre, 120 euros au 3^e et 60 euros au 4^e). L'allocation ne peut se cumuler que partiellement avec les revenus d'activité ; son montant se réduit proportionnellement aux revenus d'activité pour s'annuler au niveau de 1 050 € (salaire minimum mensuel du mois d'avril 2011).

L'évaluation du RCA a un objectif principal : déterminer si ce dispositif accroît l'insertion des jeunes bénéficiaires dans l'emploi durable (par rapport au Cvis). Le

protocole d'expérimentation du RCA permet de comparer un groupe de jeunes à qui l'on a proposé le RCA à un « groupe de contrôle » de jeunes bénéficiaires du Civis. Ces deux groupes ont été tirés au sort : ils étaient de ce fait similaires avant le démarrage de l'expérimentation. Parmi les jeunes à qui l'on a proposé le RCA, environ 80 % l'ont accepté, et 20 % sont restés en Civis. Dans le groupe de contrôle, la totalité des jeunes ont été suivis en Civis. Deux enquêtes téléphoniques d'une durée de 30 minutes ont été réalisées, en avril 2012 et en avril 2013, auprès des quelques 5 500 jeunes inscrits en février et mars 2011 dans les missions locales participant à l'expérimentation. L'exploitation des données administratives permet de compléter le dispositif d'observation.

En raison du versement de l'allocation, le taux d'abandon du programme diminue drastiquement. De plus, les jeunes restent plus longtemps dans le programme et ont davantage d'entretiens avec les conseillers : le nombre moyen de mois passés en programme passe en effet de 12,1 (Civis, sans allocation) à 21,7 (RCA, avec allocation) et le nombre d'entretiens total avec un conseiller de 8,1 à 14,6.

Les autres effets positifs attendus du programme expérimental ne se sont cependant pas manifestés : un an comme deux ans après l'entrée en programme, le taux d'emploi des jeunes plafonne à environ 50 %, sans différence significative entre jeunes suivis en Civis ou en RCA ; le taux de reprise d'une formation et les efforts de recherche d'emploi sont également similaires entre les deux groupes.

En revanche, les jeunes signataires du RCA ont un taux d'emploi moindre pendant les six premiers mois, par rapport aux jeunes en Civis. L'effet n'est pas considérable, il représente une réduction de l'ordre de 3 points de taux d'emploi, mais il est statistiquement significatif. Cette réduction pourrait correspondre à un effet de *locking-in* dû à une plus grande participation au programme. Il est également cohérent avec les effets désincitatifs habituellement associés aux allocations (effet revenu) et avec ceux de la règle de cumul seulement partiel avec les revenus d'activité, qui génère un taux de taxation implicite au fur et à mesure que les revenus du travail croissent (effet de substitution).

Par ailleurs, les revenus des jeunes ne progressent pas de façon économiquement significative. L'allocation effectivement reçue dans le cadre du programme est d'abord amputée par la règle de cumul partiel avec des revenus d'activité. Une substitution s'exerce ensuite avec les autres sources de revenus, en particulier avec les transferts venant des proches. Enfin, en matière d'intégration sociale, aucune évolution n'est notable, si ce n'est un renforcement dans la confiance dans la mission locale.

Au total, les effets positifs escomptés du programme, en termes d'emploi durable, de formation, de réalisation de stages professionnels, *etc.*, ne se sont pas manifestés, indiquant la difficulté à construire des programmes d'accompagnement véritablement efficaces pour aider les jeunes peu qualifiés à accroître significativement leur employabilité. Les mécanismes pouvant expliquer le manque d'efficacité du programme - faible demande de travail, faible utilité de l'accompagnement proposé par

les missions locales, et manque d'investissement réel de la part des jeunes - sont discutés en fin de chapitre, en tenant compte des résultats de l'évaluation randomisée quantitative mais aussi des enseignements de l'évaluation qualitative (entretiens approfondis auprès des jeunes et des conseillers de mission locale).

Chapitre 3 : Les jeunes prolongent-ils leurs études pour laisser passer la crise ?

Ce chapitre a été co-écrit avec Mathilde Gaini et Aude Leduc et a été publié en 2013 dans *Annales d'économie et statistique* sous le titre : « School as a shelter? School leaving-age and the business cycle in France » (Gaini et al. 2013).

La décision de quitter le système de formation initiale est souvent analysée par les économistes comme le résultat d'un arbitrage entre le rendement d'une année supplémentaire d'école et le coût de suivre une année de formation supplémentaire (qui inclut le coût d'opportunité de ne pas travailler). Dans ce cadre, une mauvaise conjoncture économique peut avoir deux effets en sens contraire sur le taux de scolarisation :

- Dans un premier sens, une mauvaise conjoncture économique réduit les perspectives d'emploi et de salaire des sortants du système de formation initiale. Cela réduit immédiatement le coût d'opportunité de l'école, tandis que le rendement d'une année d'éducation supplémentaire sera perçu durant toute la carrière, et sera de ce fait moins sensible à la conjoncture économique actuelle.
- En sens inverse, une mauvaise conjoncture économique génère du chômage, y compris parmi les parents de jeunes actuellement en formation initiale. Si certaines de ces familles deviennent contraintes financièrement en raison de la conjoncture, de sorte qu'elles ne sont plus capables d'assumer le coût des études de leurs enfants, cela peut conduire ces derniers à arrêter ou écourter leurs études pour travailler.

Empiriquement, on peut mesurer la résultante de ces deux effets en estimant l'impact du taux de chômage des jeunes de 15 à 24 ans sur la probabilité de quitter l'école. Cette estimation a été menée à partir des données de l'enquête Emploi depuis 1983. Plus précisément, nous effectuons une régression logistique de la probabilité de quitter l'école à un âge donné (entre 16 et 24 ans) sur les taux de chômage présents et passés, en mobilisant des données individuelles.

Selon nos résultats, seule une faible part des lycéens et étudiants ajustent leur décision de sortie du système scolaire en fonction de la conjoncture économique. La part des jeunes encore scolarisés qui quittent l'école à 18 ans baisse d'environ 0,5 point lorsque le chômage des 15-24 ans augmente de 3 points. Cet écart représente environ 3 500 jeunes de 18 ans qui reporteraient leur sortie du système scolaire d'au moins un an, soit 0,5 % des jeunes de 18 ans scolarisés. Plus globalement, ce sont 20 000 lycéens ou étudiants âgés entre 16 et 24 ans qui reporteraient d'un an ou

plus leur sortie du système scolaire lorsque le chômage des 15-24 ans augmente de 3 points. Ils ne représentent que 0,4 % des jeunes scolarisés entre 16 et 24 ans et 2,6 % des jeunes qui quittent l'école une année donnée.

A notre connaissance, ce travail constitue la première évaluation de ce type sur données françaises. Nos résultats confirment les résultats des études précédemment menées sur le sujet, dont la majeure partie a été conduite à partir de données américaines. Il est particulièrement intéressant de retrouver des résultats proches de ceux d'autres pays alors même que les systèmes scolaires et universitaires français et américains sont très différents.

Par ailleurs, le résultat de chapitre, i.e. le faible effet de la conjoncture sur la scolarisation, permet de traiter, dans le chapitre suivant, la conjoncture à l'entrée sur le marché du travail comme un choc exogène, n'entraînant pas de déformation de la structure socio-économique des sortants du système scolaire (par exemple de leur niveau de qualification).

Chapitre 4 : Les jeunes sortis de formation initiale en période de crise sont-ils pénalisés durant l'ensemble de leur carrière ?

Ce chapitre a été co-écrit avec Mathilde Gaini et Aude Leduc et a été publié en 2014 dans *Économie et Statistique* sous le titre : « Peut-on parler de « générations sacrifiées » ? Entrer sur le marché du travail dans une période de mauvaise conjoncture économique » (Gaini et al. 2014).

Comme nous venons de le voir, même si certains jeunes reportent leur sortie du système scolaire quand la conjoncture économique est mauvaise, leur part est relativement faible. De ce fait, les sortants du système scolaire une année de fort chômage peuvent être considérés comme assez comparables à leurs homologues une année de faible chômage. Ceci facilite la comparaison de leurs trajectoires ultérieures. Les différences qu'on observera entre ces trajectoires résulteront uniquement de différences de conjoncture à l'entrée sur le marché du travail.

Plusieurs facteurs pourraient expliquer que les carrières soient durablement affectées par le contexte conjoncturel dans lequel se fait l'entrée sur le marché du travail. D'une part, les employeurs peuvent interpréter les périodes de chômage comme un révélateur des compétences d'un candidat. Ainsi, ils peuvent avoir tendance à moins recruter ceux qui auront connu des périodes de chômage, pensant que ceux-ci sont moins productifs. D'autre part, lors d'une période de non-emploi, les personnes accumulent moins d'expérience et leurs connaissances peuvent se déprécier. Enfin, les jeunes entrés sur le marché du travail en période de mauvaise conjoncture économique peuvent se voir proposer un salaire plus faible ou un poste qui corresponde moins à leurs qualifications. Dans le cas où ils ne changeraient pas d'entreprise, ils pourraient avoir du mal à renégocier à la hausse leur salaire. Les études empiriques montrent des résultats contrastés selon les pays ; au Japon, par exemple, la conjonc-

ture à l'entrée sur le marché du travail pénalise la carrière pendant plus de dix ans alors qu'aux États-Unis, l'effet semble durer moins longtemps (Genda et al. 2010).

Pour étudier ces effets de long terme de la conjoncture à l'entrée sur le marché du travail en France, une première méthode consiste à comparer systématiquement les taux d'emploi et les salaires moyens des cohortes sorties en périodes de bonne et mauvaise conjonctures économiques. Les jeunes ayant vécu un taux de chômage inférieur à 18 % à leur entrée sur le marché du travail formeront le groupe de cohortes de référence (années d'entrée 1983, 1988 à 1992 et 2000 à 2002), tandis que les jeunes ayant vécu un taux de chômage supérieur à 20 % à leur entrée sur le marché du travail formeront les cohortes dites « malchanceuses » (années d'entrée 1985, 1993 à 1999, 2005 à 2006 et 2009 à 2010).

Les données de l'enquête Emploi sont utilisées pour calculer les taux d'emploi et les salaires moyens de ces deux groupes de cohortes durant leurs dix premières années de présence sur le marché du travail, pour les générations les plus anciennes, ou jusqu'en 2010 pour les plus récentes. Les jeunes « malchanceux » ont un taux d'emploi d'environ 64 % à leur entrée sur le marché du travail contre environ 70 % pour les jeunes des cohortes de référence, mais le rattrapage est effectif dès la quatrième année de présence sur le marché du travail. De même, les jeunes « malchanceux » qui sont en emploi ont un salaire légèrement plus faible les deux premières années, puis rattrapent en moyenne le salaire des jeunes des cohortes de référence.

Cette analyse n'isole cependant pas les effets de la conjoncture postérieure à l'entrée sur le marché du travail. Il est tout à fait possible qu'une année donnée une conjoncture favorable vienne compenser l'effet négatif d'être entré sur le marché du travail lors d'une récession. Une estimation de l'éventuel processus de rattrapage des cohortes « malchanceuses » dans un modèle qui prend soin de neutraliser les effets de la conjoncture courante a donc été menée, en distinguant les hommes et les femmes. Cette estimation confirme que le taux d'emploi des jeunes entrés sur le marché du travail en période de mauvaise conjoncture économique est plus faible durant deux ans. Une augmentation de 1 point de pourcentage du taux de chômage des jeunes à l'entrée sur le marché du travail n'est que partiellement effacée au bout de deux ans de présence sur le marché du travail : leur taux d'emploi reste plus bas de 0,5 point pour les hommes et de 0,6 point pour les femmes.

Mais, au-delà, les jeunes entrés sur le marché du travail en période de mauvaise conjoncture économique rejoignent la trajectoire moyenne des autres cohortes. Les conclusions restent les mêmes si l'on distingue les jeunes ayant un niveau de diplôme inférieur au baccalauréat de ceux ayant au moins deux années diplômantes après le baccalauréat. Une augmentation de 1 point de pourcentage du taux de chômage des hommes de 15 à 24 ans à l'entrée sur le marché du travail réduit le salaire moyen d'environ 0,3 % au bout d'un an de présence sur le marché du travail ; au-delà, cet écart de salaire disparaît lui aussi.

L'effet négatif est plus durable pour les jeunes femmes. Une augmentation de 1 point du taux de chômage des femmes de 15 à 24 ans à l'entrée sur le marché du

travail entraîne un salaire plus faible d'environ 0,8 % deux ans après leur entrée sur le marché du travail. Quand la conjoncture initiale est mauvaise, les femmes comme les hommes ont moins souvent un CDI les deux premières années de présence sur le marché du travail. Mais, contrairement aux hommes, les femmes sont aussi plus souvent à temps partiel durant les cinq premières années d'emploi, ce qui explique leurs salaires plus faibles durant cette même période. Cette perte de salaire s'observe principalement pour les plus diplômées.

Au-delà de cinq ans, la carrière n'est donc plus pénalisée par le fait d'être entré au mauvais moment sur le marché du travail. Concernant l'emploi, il semble qu'avoir connu plus de périodes sans emploi en début de carrière en raison d'une conjoncture défavorable n'ait pas d'impact négatif sur la suite de la carrière. Les jeunes seraient davantage recrutés en fonction de leur diplôme et de leur âge que de leur expérience sur le marché du travail. S'agissant des salaires, la faiblesse des effets de la conjoncture à l'entrée sur le marché du travail, et cela même à court terme, est probablement liée à la part importante de jeunes rémunérés au salaire minimum : en 2010, près de 30 % des moins de 25 ans sont rémunérés au salaire minimum (Chambki et al. 2012).

Enfin la mobilité des jeunes sur le marché de l'emploi est particulièrement forte. Au cours de leurs trois premières années de vie active, plus de la moitié des jeunes sortis de scolarité en 2004 ont changé au moins une fois d'employeur. C'est au cours des sept premières années d'ancienneté qu'arrivent les trois quarts des changements d'employeur avec hausse de salaire (Dupray 2009). Ces mobilités professionnelles concourent à homogénéiser les conditions d'emploi et de salaires des générations entrées sur le marché du travail dans des conjonctures plus ou moins favorables. Il est néanmoins trop tôt pour savoir si ce processus d'homogénéisation bénéficiera de la même manière aux générations actuellement en cours d'insertion, qui font face à des conditions plus dégradées que lors des cycles précédents.

Partie II : Utilisation de variables subjectives en économie de la santé

Les économistes mobilisent de plus en plus de variables subjectives dans leurs analyses. La tendance la plus représentative de ce point de vue est la montée en puissance de la littérature sur la satisfaction dans la vie et ses déterminants : celle-ci, marginale dans les années 70 au cours desquelles Easterlin a formulé son fameux paradoxe, est devenue un champ d'étude majeur et l'un des plus débattus au tournant des années 2000⁷. De même, en économie du travail, les variables de satisfaction au travail sont de plus en plus utilisées. D'autres variables, apparemment fondées

7. Nous mobilisons d'ailleurs une variable de satisfaction dans la vie dans le chapitre 2, ainsi qu'une variable de renoncement à des soins médicaux, dont l'impact de la formulation est étudié dans le chapitre 5.

sur des critères plus objectifs, laissent aussi une forte place à des critères subjectifs, comme la notion de chômage au sens du BIT ou de temps partiel subi. En économie de l'environnement, l'évaluation contingente fait appel à des mesures subjectives par les enquêtés de la (dés-)utilité d'un équipement ou d'une installation, par exemple d'un parc naturel ou d'un barrage. Les prévisionnistes mobilisent depuis longtemps des indicateurs subjectifs - moral des ménages ou des entreprises - leur permettant de mieux - ou moins mal - prévoir l'inflation ou la croissance.

En économie de la santé, les questions subjectives sont utilisées depuis plus de 50 ans. C'est notamment le cas de la traditionnelle question de santé subjective qui fait l'objet du sixième chapitre. Au-delà de cette question incontournable, d'autres indicateurs subjectifs sont régulièrement mobilisés, comme la part de personnes souffrant de limitations d'activité, qui sert à établir l'espérance de vie en bonne santé. Ces indicateurs subjectifs présentent plusieurs avantages : ils apportent une information différente et complémentaire des mesures plus objectives, et sont le plus souvent synthétiques, là où les mesures objectives, quand elles sont possibles, nécessitent une batterie de questions, nécessairement coûteuse.

L'utilisation croissante de ces variables subjectives par les économistes pose la question de leur fiabilité et de leur capacité à mesurer le phénomène d'intérêt (par exemple l'état de santé), et non un comportement spécifique de réponse de la part de l'enquêté (par exemple la tendance qu'ont certaines personnes de se plaindre de leur état, quel qu'il soit). Pour traiter de cette problématique de la subjectivité des variables collectées, on a généralement recours à la méthode des vignettes (Salomon et al., 2004 et Van Soest et al., 2011), même si ces méthodes ne sont pas exemptes de difficultés (Grol-Prokopycz et al., 2015).

Une autre manière d'éprouver la fiabilité de ces variables est de mesurer leur corrélation avec des indicateurs objectifs (Baker, Stabile et al. 2004 ; Bound 1989). Il n'est cependant pas simple de conclure à partir des résultats de ces études. Par exemple, la corrélation entre la santé subjective et des indicateurs plus objectifs de santé est imparfaite. Cela doit-il être interprété négativement, comme une faiblesse de la variable de santé subjective, ou, positivement, comme l'indication que la santé subjective mesure des dimensions importantes non présentes dans les mesures plus objectives ? Le constat que la santé subjective est un bon prédicteur de la dégradation de l'état futur de santé (morbidité et mortalité), même après prise en compte d'indicateurs objectifs de santé, tend dans le cas d'espèce à renforcer la deuxième interprétation.

Enfin, une dernière manière, complémentaire, de tester la fiabilité des variables subjectives, est de mesurer l'impact des conditions de collecte, et notamment de la formulation de la question dans l'enquête. Gardons toutefois à l'esprit que les indicateurs déclarés - qu'ils soient subjectifs ou objectifs - peuvent être sensibles aux conditions de collecte des enquêtes. La littérature indique cependant que la sensibilité des variables subjectives est généralement plus forte.

Les deux chapitres qui constituent cette deuxième partie s'inscrivent dans la

littérature visant à tester la validité des variables subjectives en mesurant leur sensibilité aux conditions de collecte. Ils mobilisent la technique dite du *split sample*. Cette technique consiste à séparer aléatoirement en plusieurs groupes l'échantillon des personnes interrogées. On propose ensuite à chaque groupe une version différente du questionnaire, le plus souvent afin de tester l'effet d'une variation de la formulation des questions ou de l'ordre des modalités de réponse. La particularité de ces analyses est d'utiliser cette technique de *split sample* sur des échantillons de grande taille, représentatifs de la population française ou européenne, là où de nombreuses études, notamment en psychologie sociale, travaillent à partir d'échantillons de petite taille, avec des profils bien particuliers (le plus souvent des étudiants).

La mobilisation de tels échantillons de grande taille ne peut être systématisée en raison des coûts induits. Elle permet cependant de répondre aux critiques d'absence de validité externe formulées à l'encontre des études portant sur des échantillons non représentatifs ; elle permet surtout de conduire des analyses sur des sous-échantillons, afin de mesurer si l'effet des conditions de collecte diffère entre les sous-populations, et non seulement si les conditions de collecte ont un impact sur le niveau global de l'indicateur analysé. Cette dimension est particulièrement importante en économie, dans la mesure où une grande partie des travaux empiriques exploitent la corrélation entre deux variables ou plus : si l'une des deux variables est subjective, ce qui importe n'est pas tant de savoir si les conditions de collecte impactent son niveau, mais sa relation avec les autres variables. C'est ce que permettent les deux analyses résumées ci-dessous.

Chapitre 5 : Le taux de renoncement aux soins pour raisons financières est-il sensible à la manière dont est formulée la question dans les enquêtes ?

Ce chapitre a été co-écrit avec Renaud Legal.

Le renoncement aux soins pour raisons financières est de plus en plus mobilisé pour apprécier l'accessibilité financière aux soins des systèmes de santé, en complément des mesures habituellement utilisées (reste à charge, taux de recours, dépenses moyennes...).

En particulier, dans son rapport sur la mesure de l'accessibilité financière aux soins, le Haut Conseil pour l'Avenir de l'Assurance Maladie reconnaît son intérêt pour l'analyse des obstacles financiers d'accès aux soins, en complément d'autres indicateurs plus usuels, et recommande de suivre le phénomène en routine. Par ailleurs, des travaux français et internationaux ont éclairé un certain nombre de questions de recherche : quel sens les répondants donnent-ils au terme ? Quels liens existent entre le renoncement et des indicateurs plus objectifs, notamment des indicateurs de pauvreté, de recours aux soins, d'état de santé ?

Interroger les individus pour savoir s'ils ont récemment renoncé à des soins pour

raisons financières offre un éclairage intéressant sur l'existence de besoins ressentis mais non satisfaits. Le corollaire est que le renoncement ainsi appréhendé est par essence une notion éminemment subjective qui dépend largement des représentations individuelles, notamment en matière de santé. Cette subjectivité peut également induire une sensibilité des réponses obtenues dans les enquêtes aux conditions de collecte, comme on l'observe pour la santé subjective (chapitre 6). A notre connaissance, l'impact des conditions de collecte, et notamment de la formulation de la question sur la mesure du phénomène, n'a jamais été étudié, alors même que les formulations sont très variables d'une enquête à l'autre. Pourtant cette question revêt des enjeux majeurs pour la recherche et les politiques publiques.

En effet, l'estimation de l'effet de la formulation est de nature à éclairer les écarts de mesures qui peuvent exister d'une enquête à une autre au sein d'un même pays ou entre deux pays différents. Ensuite, si la formulation a effectivement un effet sur les taux de renoncement, il convient d'étudier si les déterminants socio-démographiques du renoncement sont dépendants ou non de la formulation de la question. Si tel est le cas, une attention très particulière devra être portée à la formulation avant de conclure que telle catégorie de population rencontre des difficultés d'accès aux soins particulièrement marquées.

En France, outre les nombreux sondages d'opinions qui interrogent régulièrement les individus sur le phénomène, deux sources officielles permettent de suivre en routine le renoncement aux soins : l'enquête Statistique sur les Ressources et les Conditions de Vie (SRCV) conduite chaque année par l'INSEE et l'enquête Santé et Protection Sociale (ESPS) réalisée tous les deux ans par l'IRDES. Les taux de renoncement, ainsi que les formulations des questions de renoncement aux soins varient parfois de manière importante entre ces différentes sources, sans qu'il soit possible d'isoler l'impact de la formulation, d'autres éléments variant d'une enquête à l'autre : autres questions du questionnaire, place dans le questionnaire, mode de collecte, tirage de l'échantillon...

Nous testons deux jeux de quatre formulations à l'aide d'un questionnaire conçu spécifiquement à cette occasion (et inséré dans les éditions 2013 et 2014 du Baromètre d'opinion de la Drees). Les répondants ont été séparés aléatoirement en quatre groupes selon la technique dite du *split sample*, afin de constituer quatre groupes comparables qui ne diffèrent que par la formulation de la question sur le renoncement aux soins. Ces différentes formulations s'inspirent de celles présentes dans les dispositifs d'enquêtes réguliers (ESPS et SRCV), du type : « Au cours des 12 derniers mois, vous est-il arrivé de renoncer, pour vous-même, à des soins pour raisons financières ? ». Dans le premier jeu de formulation testé (enquête de 2013), on joue sur deux dimensions : i) préciser d'emblée « pour raisons financières », comme dans la formulation ci-dessus, ou demander la raison principale dans un second temps ; ii) poser une question générique sans préciser le type de soins concernés, comme dans la formulation ci-dessus, ou poser autant de questions que de types de soins analysés (dentaires, optique...).

Le niveau du taux de renoncement pour raisons financières est très sensible à la formulation adoptée, avec des écarts de 15 points entre les deux formulations extrêmes avec le premier jeu testé (21 % contre 36 %). La sensibilité est même proportionnellement plus forte avec le second jeu testé, sur le renoncement aux soins dentaires pour raisons financières (de 3 % à 12 %).

Cette grande sensibilité signifie probablement que le taux de renoncement est également sensible à d'autres aspects du mode de collecte : mode d'interrogation (face-à-face, auto-administré, téléphone), thématique et place dans le questionnaire. Ainsi, cette sensibilité explique sans doute la majeure partie des grandes différences de taux de renoncement selon les différentes enquêtes (de 15 % à 55 %, selon les enquêtes), dans des proportions sans doute bien plus importantes que les modalités de collecte de l'échantillon (sondage probabiliste versus sondage par quotas).

A l'aune de ces premiers résultats, il semblerait légitime de rejeter l'utilisation d'un indicateur, le taux de renoncement pour raisons financières, dont la sensibilité au mode de collecte est si forte. Cependant, notre étude montre aussi que le classement des types de soins faisant l'objet du plus de renoncement est beaucoup moins sensible à l'effet de formulation, et que les caractéristiques des personnes renonçant à des soins pour raisons financières sont très peu sensibles à l'effet de formulation. De plus, la comparaison des taux de renoncement selon les caractéristiques des personnes permettent de mettre à jour des phénomènes intéressants, par exemple sur le taux plus élevé des personnes non couvertes par une assurance complémentaire santé, et le rôle protecteur de la CMU-c.

Au total, les résultats présentés dans ce chapitre limitent significativement l'utilisation qui peut être faite du taux de renoncement aux soins pour raisons financières pour porter un diagnostic sur les difficultés d'accès aux soins d'une population. Ils nous conduisent aux préconisations suivantes en matière d'utilisation du taux de renoncement aux soins pour raisons financières dans les publications statistiques et les travaux de recherche empiriques :

1. Le taux de renoncement global ne doit pas être interprété en niveau.
2. Les comparaisons de taux de renoncement entre années doivent être réalisées strictement avec les mêmes conditions de collecte.
3. Il peut être intéressant de continuer à étudier l'indicateur de renoncement aux soins en comparaison entre différentes catégories (de soins ou de socio-démographiques), en complément d'autres indicateurs plus objectifs.
4. Les travaux cherchant à étudier les déterminants du renoncement en régressant ce dernier sur des variables explicatives doivent privilégier l'utilisation d'un modèle binaire multiplicatif, afin d'éviter que les résultats obtenus dépendent de la formulation retenue dans l'enquête mobilisée dans l'étude.

Chapitre 6 : Peut-on utiliser la santé subjective auto-déclarée dans les travaux de recherche en économie de la santé ?

Ce chapitre a été co-écrit avec Andrew E. Clark et a été publié en 2007 dans *Économie et Statistiques* sous le titre : « Conditions de collecte et santé subjective : une analyse sur données européennes » (Clark et Vicard 2007).

La « santé » est une variable souvent présente dans les analyses micro-économiques, que ce soit comme variable dépendante ou comme variable explicative. Cependant, quantifier une notion aussi complexe et multi-formes que l'état général de santé pose des questions méthodologiques difficiles à résoudre. Les mesures « objectives » de la santé nécessitent d'ailleurs une longue liste de questions sur diverses maladies et fonctions, ce qui les exclut de fait de la plupart des enquêtes auxquelles les chercheurs en sciences sociales font appel. Elles nécessitent également d'être agrégées sous la forme d'un indicateur, avec des pondérations qui sont difficiles à définir.

Les chercheurs se tournent donc souvent vers des mesures déclaratives de la santé, beaucoup plus simples à collecter. La santé auto-déclarée (également qualifiée de santé déclarée ou de santé subjective) correspond à la perception qu'a l'individu de sa propre santé. On la mesure à l'aide de questions du type :

« Diriez-vous que votre santé est...

1. ... très bonne
2. ... bonne
3. ... moyenne
4. ... mauvaise
5. ... très mauvaise »

Il est banal de dire que ces variables de santé auto-déclarée sont sujettes à divers biais de mesure, qui rendraient les comparaisons d'état de santé problématiques, qu'elles soient réalisées entre différents individus (dans l'espace) ou pour le même individu, à deux moments différents (dans le temps). Ces objections quant à la validité de telles comparaisons ne sont pas seulement formulées à l'encontre des variables de santé auto-déclarée, mais aussi à l'encontre d'autres variables de perception subjective, comme la satisfaction dans la vie (*life satisfaction*) ou la satisfaction au travail (*job satisfaction*). Elles sont d'autant plus préoccupantes que ces variables subjectives sont de plus en plus utilisées dans les travaux empiriques en économie.

Il est cependant difficile d'isoler et d'évaluer précisément les biais associés à l'utilisation de telles variables subjectives, et notamment des variables de santé subjective auto-déclarée. En particulier, une partie de ces biais peuvent être induits par les conditions de collecte de l'information lors des enquêtes. En quoi l'information recueillie dépend-elle des conditions de collecte, ces dernières variant considérablement, comme nous le documentons, entre les pays et les enquêtes ? Par conditions

de collecte, nous entendons une notion large qui regroupe l'ensemble des éléments suivants :

- mode de collecte : face-à-face, par téléphone, questionnaire auto-administré... ;
- formulation de la question et des modalités de réponse ;
- place de la question dans le questionnaire ;
- période de collecte.

Dans l'enquête Share de 2004, couvrant les personnes de plus de 50 ans résidant dans 11 pays européens, les répondants ont été séparés aléatoirement en deux groupes selon la technique dite du *split sample*. Cette technique consiste à séparer aléatoirement en plusieurs groupes l'échantillon des personnes interrogées. On propose ensuite à chaque groupe une version différente du questionnaire, le plus souvent afin de tester l'effet d'une légère variation de la formulation des questions ou de l'ordre des modalités de réponse. Le dispositif présent dans la base de données Share permet ainsi d'étudier deux effets du mode de collecte : le placement de la question de santé déclarée dans le questionnaire (effet de placement), et la formulation des modalités de réponse proposées (effet de formulation). Nous trouvons que les deux effets comptent.

Commençons par l'effet de placement. Les questions de santé auto-déclarée ont été posées avant et après un questionnaire détaillé de santé, comprenant de nombreuses questions sur les maladies, la santé physique et mentale et les limitations fonctionnelles. L'effet de placement (*i.e.* avoir répondu après plutôt qu'avant le questionnaire détaillé de santé) est particulièrement homogène. Dans tous les pays de l'échantillon, les individus enquêtés déclarent en moyenne des niveaux de santé supérieurs après avoir répondu au questionnaire détaillé portant sur leur état de santé réelle, à celui indiqué quand la question est posée avant. Nous avons pu également mettre en évidence que les variables de santé fonctionnelle - mobilité et limitations quotidiennes, sociales et sensorielles - étaient mieux discriminées lorsque la variable de santé déclarée se trouvait après le questionnaire détaillé.

L'effet de formulation compte aussi. Deux formulations de la question sur la santé auto-déclarée sont proposées aux répondants de l'enquête Share : la formulation dite « Rand » et la formulation dite « Europ ». Elles partagent le même intitulé de la question (« Diriez vous que votre santé est... ») mais diffèrent par les modalités de réponses offertes : elles s'étalent de « médiocre » à « excellente » pour la formulation Rand, et de « très mauvaise » à « très bonne » pour la formulation Europ. La formulation Europ est la plus ancienne. La formulation Rand a été utilisée pour la première fois par la Rand Corporation à la fin des années 1970. L'objectif était de mieux discriminer entre les différents états de santé, en partant du constat que les individus avaient spontanément tendance à déclarer des niveaux de santé élevés. Il semblait ainsi nécessaire de proposer aux répondants plus de modalités de réponse connotées positivement que de modalités connotées négativement. Nous montrons cependant que la formulation Rand n'est pas plus discriminante que la formulation Europ par rapport aux variables sociodémographiques et de santé considérées dans cette étude.

De plus, l'effet de formulation (*i.e.* avoir répondu après à la formulation Rand plutôt qu'à la formulation Europ) est fort, et moins homogène que l'effet de placement : il varie notamment en fonction des pays, et modifie le classement des pays en termes d'état de santé déclaré. Cela confirme que la distribution de santé auto-déclarée entre pays est plus sensible aux conditions de collecte que la distribution de santé auto-déclarée entre individus au sein d'un seul pays. Ce constat peut être relié aux difficultés de traduction des questionnaires internationaux et multilingues, en particulier pour des questions possédant une forte dimension subjective.

Notre analyse nous conduit enfin à discuter des mérites respectifs des quatre formulations testées dans l'enquête SHARE, en montrant leurs avantages et inconvénients en fonction du contexte de l'enquête et de l'utilisation qui sera faite de la variable dans les travaux empiriques. Elle nous permet également de formuler des recommandations pour la recherche appliquée qui utilise des variables de santé auto-déclarée. Ces dernières sont utilisées dans trois contextes différents :

1. Une mesure synthétique de santé est parfois construite en estimant la relation entre santé auto-déclarée et plusieurs indicateurs objectifs de santé. Cette approche se fonde sur l'idée d'une certaine stabilité de cette relation au sein d'une population. Or notre analyse a révélé que les enquêtés modifiaient leur conception de la santé si on leur posait des questions détaillées notamment sur les aspects fonctionnels de leur santé. Il peut sembler dès lors problématique de fonder la construction d'un indice de santé sur une variable qui est assez sensible au mode de collecte des données.
2. La santé auto-déclarée peut être intégrée en tant que variable explicative dans des analyses causales. C'est le cas par exemple de l'analyse de l'offre de travail des seniors. Les résultats de notre analyse suggèrent que, dans ce cas, le mode de collecte n'aura pas d'impact important sur la relation estimée au sein d'un pays.
3. La santé auto-déclarée est enfin utilisée pour évaluer les classements entre groupes socio-économiques ou entre pays. Il ressort de notre analyse que les classements entre pays sont très sensibles aux conditions de collecte, notamment à la formulation des modalités de réponse, tandis que les classements entre groupes socio-économiques le seraient considérablement moins. Ces derniers sont dès lors moins problématiques.

Première partie

Insertion des jeunes sur le marché du travail

Chapitre 1

Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans

Ce chapitre a été co-écrit avec Olivier Bargain et a publié en 2014 dans *Économie et Statistiques* (Bargain et Vicard 2014).

La France se singularise au sein des pays de l'OCDE par un droit d'accès tardif au revenu minimum : 25 ans pour le RMI puis le RSA, là où la plupart des pays développés ouvrent l'accès au revenu minimum aux jeunes non étudiants dès 18 ans. Toutefois, la plupart des pays européens aménagent les conditions d'accès de leur dispositif de revenu minimum pour les jeunes majeurs (annexe 1.A). En dehors des aspects budgétaires, les raisons invoquées pour justifier ces aménagements ou ces restrictions d'accès aux jeunes sont souvent de trois ordres : le risque d'exclusion sociale en cas de décohabitation du foyer parental, le risque de rendre les études moins attractives (dès lors que les étudiants ne peuvent bénéficier du revenu minimum), et le risque de voir certains jeunes préférer l'inactivité. Ce document de travail s'intéresse à ce dernier risque : certains jeunes sont-ils découragés de travailler à cause de la possibilité de percevoir le revenu minimum d'insertion (RMI) puis, après 2009, le revenu de solidarité active (RSA), et quels types d'emplois risquent d'être évincés par cet effet ?

Études empiriques de l'impact des minima sociaux sur le choix d'activité des jeunes Les études empiriques sur l'impact des minima sociaux sont nombreuses aux États-Unis et au Royaume-Uni. En particulier, plusieurs articles utilisent la disparition des aides sociales américaines traditionnelles, le Aid to Families with Dependent Children (AFDC), en 1996, et son remplacement par une aide beaucoup plus limitée, le Temporary Assistance to Needy Families (TANF), afin de

mesurer les comportements d'offre de travail en général et les réponses comportementales à ces réformes en particulier (Scholz et Levine 2001, pour une synthèse de la littérature). Les extensions de crédit d'impôt au Royaume-Uni, et notamment la réforme du Working Family Tax Credit (WFTC) en 1999, sont également utilisées dans différentes études (voir notamment Blundell et al. 2000), qui se concentrent toutefois principalement sur les femmes avec enfant. Aucune d'entre elles ne se focalise, à notre connaissance, sur les jeunes.

En France, les études disponibles font généralement appel à une approche plus descriptive de l'impact des minima sociaux sur les gains financiers à l'emploi, dans lesquelles l'effet causal sur l'emploi est moins clairement démontré. Peu d'études ont pu être réalisées à partir d'expériences naturelles comme aux États-Unis ou au Royaume-Uni, du fait de la rareté des variations exogènes du montant des aides sociales requises pour réaliser ce type d'étude. En particulier, il n'y a pas eu, avant le RSA, de variations majeures de la structure ou des montants du RMI dans le temps qui auraient pu être exploitées pour mesurer les effets du RMI sur l'emploi.

Deux études proposent néanmoins une approche par expérience naturelle utilisant les variations de montant selon l'âge ou selon le lieu d'habitation. La première, celle de Bargain et Doorley (2011), analyse la discontinuité d'âge du RMI à partir de l'enquête du recensement pour l'année 1999. Nous reviendrons par la suite sur leur approche qui a inspiré et motivé la présente étude. La seconde étude, celle de Wasmer et Chemin (2011), utilise le fait qu'une aide sociale existait en Alsace-Moselle avant la création du RMI¹.

Hormis les études citées ci-dessus, faisant appel à des variations exogènes du montant des transferts sociaux, les analyses sur le RMI s'appuient généralement sur la simple mise en relief des faibles gains nets au travail après la reprise d'un emploi. Ce type de calcul ou, de façon équivalente, le calcul des taux effectifs moyen ou marginaux d'imposition, illustrent l'effet potentiellement désincitatif du RMI sur l'emploi (Bourguignon 1997, Gurgand et Margolis 2008)². D'autres auteurs ont complété ces calculs par des modèles économiques d'offre de travail et leur estimation statistique (Laroque et Salanié 2002 ; Bargain 2004). En particulier, Laroque et Salanié (2002) se concentrent sur l'offre de travail féminine et trouvent des effets désincitatifs forts du RMI pour les mères célibataires. Il est difficile d'étudier la population de personnes potentiellement au RMI à partir de bases de données générales. Pour cette raison, l'étude de Gurgand et Margolis (2008) s'appuie sur un échantillon spécifique et représentatif d'allocataires du RMI. Les auteurs montrent que les incitations financières au travail sont faibles pour cette population, mais leurs

1. Ces auteurs conduisent notamment, à titre d'analyse secondaire, une régression par discontinuité. La taille de l'échantillon de l'enquête Emploi, utilisée dans leur étude, ne semble cependant pas suffisamment importante pour conduire à bien une analyse en régression par discontinuité telle que proposée ici (cf. annexe 1.D).

2. Après une reprise d'activité, certains ménages à bas salaires étaient implicitement taxés à 100 % puisque 1 Euro de salaire supplémentaire correspondait à une diminution du RMI de 1 €. Avec le RSA, ce taux marginal tombe à 38 %. Les taux varient avec les circonstances individuelles du fait du cumul de différentes aides, de la prise en compte des contributions sociales, etc.

conclusions tendent à écarter la thèse de trappes à inactivité, sauf pour la catégorie des familles monoparentales pour qui les coûts élevés au travail (ex : garde d'enfant) se cumulent aux faibles gains financiers.

En complément, notons que même sur la thématique plus large des effets des changements de politiques fiscales ou sociales, il existe relativement peu d'études basées sur des « expériences naturelles » en France. Ces études pourraient pourtant valider les prévisions de modèles structurels et corroborer ou non leurs résultats concernant le RMI. Stancanelli (2008) utilise une approche en double différence pour estimer l'impact de la Prime pour l'Emploi sur l'offre de travail en 2001 (voir également Cochard et al. 2008 pour une autre évaluation de la PPE). Carbonnier (2008) évalue les réponses comportementales dues aux changements de barème de l'impôt sur le revenu dans le temps. González (2008) étudie l'extension de l'intéressement à l'Allocation de Parent Isolé (API), similaire au RMI dans sa structure mais légèrement plus généreuse et destinée exclusivement aux familles monoparentales ayant la charge d'enfant de moins de trois ans. Enfin, Piketty (1998 2005) analyse l'extension de l'Allocation Parentale d'Education (APE). Ce revenu de remplacement, équivalent à 60 % du SMIC net pour les mères de trois enfants arrêtant de travailler, pouvant être perçu jusqu'aux trois ans du plus jeune enfant, a été étendu aux mères de deux enfants en 1994. Piketty trouve que cette réforme réduit fortement le taux d'activité des femmes nouvellement éligibles, indiquant une élasticité forte de l'offre de travail parmi les femmes en couple avec enfant (un résultat corroborant la littérature internationale, cf. Blundell et MaCurdy 1999).

Par rapport au RMI, qu'il remplace depuis 2009, le RSA a pu modifier les incitations à l'activité des allocataires, et notamment des jeunes. Sous l'impulsion du comité d'évaluation du revenu de solidarité active (Comité national d'évaluation du RSA 2011), plusieurs études ont été conduites afin d'évaluer l'effet de la transition du RMI au RSA sur de nombreuses dimensions : pauvreté monétaire, redistribution, taux de recours, et effets sur l'emploi et le marché du travail. Deux études portent sur cette dernière dimension. Danzin, Simonnet et Trancard (2012) s'intéressent à l'effet du RSA sur ses bénéficiaires. Elles montrent que ceux-ci ont des gains financiers au retour à l'emploi souvent plus forts à court terme (un an ou moins) dans le cadre du RMI que du RSA³, en raison des mécanismes d'intéressement⁴. À l'inverse, à long terme, les gains au retour à l'emploi des allocataires sont plus élevés dans le cadre du RSA. De plus, les auteurs montrent que, lors de la mise en place du RSA,

3. La situation se présente différemment pour les personnes qui n'étaient pas allocataires du RMI ou de l'API, par exemple pour les chômeurs indemnisés par Pôle Emploi. Pour ceux-ci, le RSA a pu augmenter les gains au retour à l'emploi dès le court terme, puisqu'ils ne bénéficiaient pas des mécanismes d'intéressement propres au RMI et à l'API (en particulier pour les emplois à temps partiel).

4. Les mécanismes d'intéressement permettaient aux allocataires du RMI (et de l'API et l'ASS) de conserver temporairement une partie de leur allocation après leur reprise d'emploi. À partir du 1er octobre 2006, les allocataires pouvaient cumuler intégralement leur allocation et leur revenu d'activité pendant les 3 premiers mois (ce mécanisme a été maintenu dans le cadre du RSA), recevoir une prime de retour à l'emploi au quatrième mois de 1 000 € (en cas de reprise d'emploi de plus de 78h par mois) et percevoir une prime forfaitaire du quatrième au douzième mois.

le taux de retour à l'emploi a plus augmenté pour les femmes ayant un ou deux enfants que pour celles sans enfant, en cohérence avec une plus forte augmentation des gains au retour à l'emploi à long terme des premières. Elles ne trouvent pas de résultats similaires pour les hommes. Briard et Sautory (2012) s'intéressent quant à eux aux personnes situées juste au-dessus du seuil d'éligibilité au RSA avant la réforme, afin de déterminer si elles ont réduit leur offre de travail pour bénéficier du RSA, en passant par exemple à temps partiel. Les auteurs ne décèlent pas un tel effet désincitatif du RSA sur l'offre de travail, à l'horizon de la fin 2010.

L'annexe 1.B présente plus précisément l'architecture du RSA et ce qui le distingue du RMI. Pour résumer, le RSA a modifié la procédure d'accompagnement, en insistant davantage sur l'accompagnement professionnel, et a rendu pérenne le cumul partiel entre revenu minimum et salaire, en dessous d'un seuil qui dépend des revenus totaux du foyer et de sa composition familiale. Les personnes qui n'ont jamais été allocataires de minima sociaux sont également éligibles au RSA, leur permettant dans certains cas de bénéficier d'un complément de revenu (tableau 1.1).

Tableau 1.1 – Comparaison du RMI et du RSA (principales différences)

	RMI	RSA
Montant versé à un célibataire sans ressources (2011)	411 euros	411 euros
Cumul partiel avec des revenus d'activité	Pendant un an après la reprise d'emploi	Pérenne
Taux marginal implicite d'imposition	- Variable la première année (50 % pour les temps très partiels) - 100 % après la première année	38%
Accompagnement	Principalement social	Davantage orienté vers l'emploi

1.1 Effet potentiel attendu du RMI et du RSA sur l'offre de travail

Cette partie illustre à l'aide de graphiques l'effet potentiel attendu du RMI et du RSA sur l'offre de travail. Précisons d'emblée que l'approche basée sur un modèle statique d'offre de travail comporte des limites discutées ci-après. Malgré ces limites, l'examen du graphique 1.1 nous enseigne que :

1. le RMI pourrait avoir un effet désincitatif sur l'emploi, conduisant à une diminution du taux d'emploi à 25 ans ;
2. si c'était le cas, le RSA pourrait avoir un effet moins désincitatif (et donc le passage du RMI au RSA un effet « ré-incitatif ») ;
3. l'éventuel effet désincitatif du RMI devrait se traduire principalement par l'éviction d'emplois à temps partiel, tandis que l'effet « ré-incitatif » du passage au RSA devrait également se concentrer sur ces types d'emploi.

Le graphique 1.1 représente des contraintes de budget, i.e. le niveau de revenu disponible (après impôt et transfert) en fonction du niveau de revenu du travail pour une personne vivant seule avec un salaire horaire correspondant au SMIC. La contrainte de budget en pointillé correspond au cas où la personne a moins de 25 ans et n'est pas éligible au RMI/RSA (lorsqu'elle ne travaille pas, on suppose qu'elle reçoit des allocations logements). La contrainte de budget en trait gras foncé reflète la situation d'une personne similaire mais âgée de 25 ans avant juin 2009, c'est-à-dire dans le système RMI, et hors intéressement. Lorsque la personne travaille quelques heures seulement par semaine, le niveau de revenu disponible reste inchangé puisque la personne perd du RMI à hauteur exacte du revenu salarial touché (taux marginal implicite de taxation de 100 %). Enfin, la contrainte de budget en trait pointillé clair représente la situation avec le RSA : la partie horizontale due au RMI est remplacée par une pente reflétant la diminution du taux marginal implicite à 38 %.

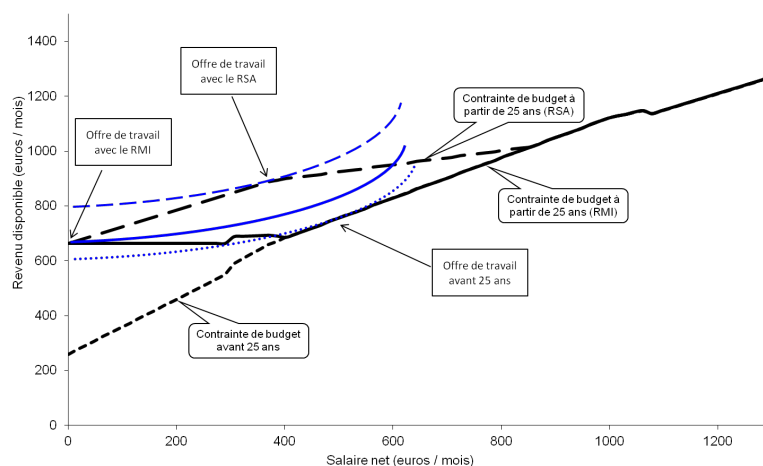
On s'intéresse ici successivement à deux cas-types d'individus, définis par leurs préférences en matière de temps de travail, i.e. leurs courbes d'indifférence (en pointillés). Les choix individuels sont représentés par le point de tangence entre les courbes de budget et des courbes d'indifférence. Dans le premier graphique, la personne est prête à travailler pour un peu moins de 600€ avant 25 ans, tandis que les gains au travail seraient insuffisants relativement au RMI pour l'inciter à se maintenir dans l'emploi après 25 ans ; en présence du RSA, cependant, cette personne continuerait à travailler (un peu moins qu'au début, en cumulant son salaire et du RSA). Dans le second graphique, ce phénomène de trappe existe à nouveau mais cette fois il n'est pas amorti par le RSA : la personne de moins de 25 ans travaillerait pour 600€ mais serait au RMI (ou au RSA) après 25 ans ; le RSA apparaît trop faible pour que cette personne ait un intérêt financier à rester en activité.

Ces deux graphiques, schématiques, montrent ce qu'on pourrait attendre du RSA (et du RMI) dans un univers où l'offre de travail ne serait pas soumise à des contraintes de demande de travail et pour deux profils particuliers de personnes ayant une offre de travail faible. Les cas, non représentés, correspondant cependant sans doute à la grande majorité des situations, sont ceux où les individus souhaitent travailler quel que soit le système de minima sociaux (RMI, RSA ou absence de transfert) ou bien ne peuvent travailler quel que soit le système, du fait d'un chômage contraint, d'un handicap, etc.

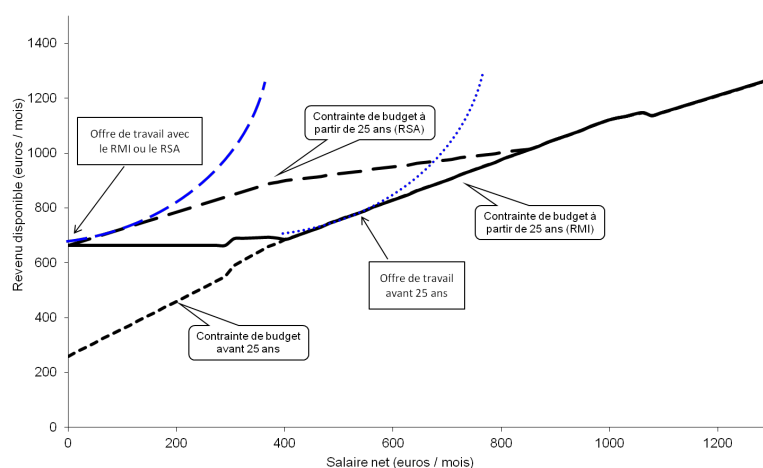
Par ailleurs, un modèle plus réaliste du comportement des jeunes devrait tenir compte de l'impact de leur décision de travailler ou non sur l'ensemble de leur carrière (Laurent et L'Horty 2000), puisque accepter un travail aujourd'hui, même de mauvaise qualité, pourrait aider les jeunes à trouver de meilleures opportunités professionnelles par la suite. Cette dimension vient réduire l'aspect désincitatif du RMI ou du RSA pour les jeunes. Un modèle plus réaliste du comportement des jeunes devrait également tenir compte du fait que ceux-ci ne se voient proposer qu'un nombre restreint d'offres de travail dans le cadre de leur recherche d'emploi et ne peuvent donc pas toujours choisir le nombre d'heures de travail qu'ils souhaiteraient dans l'idéal (modèles d'appariement). Dans le cadre de tels modèles, la possibilité de

recourir au RMI à partir de 25 ans aurait deux types d'effets possibles : freiner l'effort de recherche d'emploi de certains jeunes, et augmenter leur niveau d'exigence quant aux emplois acceptés, en particulier pour les emplois à temps partiel et rémunérés au salaire minimum.

Graphique 1.1 – Contraintes de budget : illustration pour deux cas-types



(a) Le RSA a un effet incitatif sur l'emploi par rapport au RMI (hors intéressement)



(b) Le RSA ne permet pas de rendre plus incitative la reprise d'emploi

Lecture : les graphiques A et B indiquent les contraintes de budget d'un célibataire sans enfant, c'est-à-dire la manière dont son revenu disponible évolue quand son salaire augmente. Les contraintes de budget diffèrent pour les célibataires à partir de 25 ans, et selon que la législation ancienne (RMI, hors intéressement) ou nouvelle (RSA) est appliquée. Avant 25 ans, une personne touche environ 250 € d'allocations logement quand elle ne travaille pas tandis qu'à 25 ans s'ajoute éventuellement le RMI ou le RSA. Quand le salaire augmente, le revenu disponible progresse dans les proportions indiquées par les contraintes de budget. Les contraintes « avant 25 ans » et « à partir de 25 ans (RMI) » se rejoignent lorsque le salaire mensuel est d'environ 400 €. Les graphiques A et B diffèrent en fonction des préférences de la personne en matière d'arbitrage travail-loisir, représentées par les courbes d'iso-utilité. Dans le cadre microéconomique standard, sans contrainte en matière de demande de travail, la personne choisit un temps de travail à l'intersection entre sa courbe d'iso-utilité et sa contrainte de budget, afin de maximiser son utilité, Source : OpenFisca 0.1.0, législation 2010 ; les contraintes de budget ont été établies pour un célibataire sans enfant, rémunéré au Smic horaire, ne bénéficiant pas des allocations chômage et bénéficiant des allocations logement en zone 1 (Île-de-France). Elles intègrent les minima sociaux, les allocations logement, la prime pour l'emploi et l'impôt sur le revenu. Nous remercions les concepteurs du modèle de microsimulation Openfisca Mahdi Ben Jelloul et Clément Schaff, ainsi qu'Alain Trannoy (Aix-Marseille School of Economics et EHESS) et les tutelles du projet (le Conseil d'Analyse Economique et l'Institut d'Economie Publique) pour nous avoir permis d'utiliser le modèle.

1.2 Une précédente étude sur l'impact du RMI sur l'emploi des jeunes en 1999

L'aspect crucial exploité dans la présente étude est, comme indiqué plus haut, le fait que les jeunes sans enfant, qu'ils habitent ou non chez leurs propres parents, peuvent recevoir le RMI/RSA pour leur compte mais uniquement à partir de 25 ans (les jeunes de moins de 25 ans pouvant, eux, faire éventuellement partie du foyer RMI/RSA de leurs parents jusqu'à leur 25ème anniversaire). La variation des montants d'aide sociale entre ces deux populations très similaires, les jeunes de moins de 25 ans sans enfant et ceux qui viennent juste d'avoir ou de dépasser 25 ans, peut donc être exploitée (les premiers ne touchant aucune aide sociale, ou seulement les aides au logement). Les deux groupes étant quasiment identiques aux abords de la limite d'âge, le premier groupe constitue donc un groupe de contrôle presque parfait tandis que le second, le groupe « traité », est potentiellement affecté dans ses choix par la possibilité de recourir au RMI/RSA ⁵.

L'étude de Bargain et Doorley (2011) exploitait déjà cette discontinuité pour l'année 1999, à l'aide des données du recensement de la population. En comparant les taux d'emploi pour des hommes juste au-dessus de 25 ans (potentiellement bénéficiaires du RMI) avec ceux des hommes juste en dessous de 25 ans (ineligibles), les auteurs trouvent un effet négatif du RMI sur l'emploi uniquement pour les jeunes hommes sans diplôme, vivant seuls et n'ayant pas d'enfant. L'effet est relativement modeste : environ 7%-10% des hommes en emploi autour de 25 ans dans cette catégorie ne gagneraient pas suffisamment à être en emploi par rapport au RMI (et possiblement d'autres formes de revenus du travail, non déclarés) ⁶. L'effet global est faible car la population étudiée, et pour laquelle on trouve un effet, est très limitée. Les auteurs montrent clairement que dès que l'on élargit la population étudiée, notamment lorsqu'on s'intéresse à des hommes célibataires sans enfant mais vivant avec leurs parents ou en couple, l'effet disparaît. C'est également le cas lorsqu'on regarde des hommes avec un diplôme, aussi faible soit-il.

5. En ce sens, la méthode de « régression par discontinuité » n'est pas perturbée par les autres changements de politique économique intervenus au cours du temps, comme dans les estimations par double différence (ou par la difficulté de trouver un groupe de contrôle plausible et non suspecté de réagir différemment aux chocs macroéconomiques). La méthode de « régression par discontinuité » oblige cependant à vérifier que la discontinuité n'est pas non plus créée par d'autres changements institutionnels ou comportementaux à l'âge en question (voir Hahn et al. 2001, Lee 2008, Lee et Lemieux 2010). Par ailleurs, la présente étude s'intéresse à la rupture de tendance d'une variable « discrète », l'âge en année (i.e. on compare les jeunes de 24 et 25 ans, et non les jeunes de 24 ans et 365 jours et ceux de 25 ans et 1 jour). L'approche nécessite dans ce cas de faire des hypothèses paramétriques sur l'évolution régulière (en l'absence de RMI ou RSA) du taux d'emploi avec l'âge.

6. Lemieux and Milligan (2008) utilisent une discontinuité similaire au Canada : avant 1989, les personnes sans enfant en-dessous de 30 ans recevaient des aides sociales bien plus faibles que des personnes identiques de 30 ans ou plus. Ces auteurs montrent que l'effet désincitatif sur l'emploi est significatif, et ils trouvent un effet plus généralisé que dans Bargain et Doorley (2011). Notons cependant que l'aide sociale québécoise représentait en 1986 environ 40% du salaire moyen, soit un montant sensiblement plus élevé que le RMI ou le RSA.

Les auteurs concluent donc que, pour le principal groupe d'allocataires du RMI, c'est-à-dire les célibataires sans enfant (58 % du total des allocataires, dont une majorité d'hommes), le phénomène de trappe à inactivité est probablement d'une portée limitée. Dans ces conditions, Bargain et Doorley concluent que si le RMI n'a pas d'effet flagrant sur l'emploi au tournant des 25 ans, le RSA, supposé augmenter les gains au travail, ne devrait pas non plus avoir d'effet particulièrement spectaculaire sur la catégorie ciblée par cette étude, i.e. les célibataires sans enfant non diplômés. Il est néanmoins intéressant de vérifier si c'est effectivement le cas.

1.3 Exploiter la discontinuité dans l'âge d'éligibilité pour étudier l'éventuel effet désincitatif du RMI et du RSA

La présente étude propose donc d'utiliser la méthodologie de Bargain et Doorley (2011) sur des données plus récentes du recensement en France métropolitaine, en profitant du recensement annuel mis en place depuis 2004. Dans un premier temps, nous nous concentrons sur les années antérieures au RSA (2004-2009) pour vérifier si des effets désincitatifs du RMI sur l'emploi, même faibles, sont repérables autour de 25 ans. Notons que le RSA est mis en place en juin 2009 tandis que les données du recensement sont collectées en janvier et février de chaque année. L'enquête annuelle de recensement (EAR) de 2009 entre donc sans ambiguïté dans la période pré-RSA.

Nous nous demandons ensuite si ces effets potentiellement désincitatifs perdurent en 2010 et 2011, deux années complètes durant laquelle le RSA est en vigueur et pour lesquelles les EAR sont disponibles. Pour évaluer l'effet du RSA en 2010 et 2011, il est possible d'utiliser la même méthode que pour le RMI, c'est-à-dire comparer les taux d'emploi des plus de 25 ans (potentiellement bénéficiaires du RSA) et des moins de 25 ans (inéligibles)⁷.

La méthode de « régression sur les discontinuités » À partir des enquêtes annuelles de recensement, nous exploitons la discontinuité du RMI/RSA à 25 ans en estimant le modèle suivant :

$$Y_i^* = \beta_0 + \beta_1 \cdot \mathbb{1}(age_i \geq 25) + \delta(age_i) + \epsilon_i$$

7. Notons que l'EAR 2011 est collectée après l'introduction d'un RSA-jeunes. En effet, à partir de septembre 2010, les jeunes de moins de 25 ans peuvent devenir éligibles au RSA. En réalité, les conditions d'accès pour les moins de 25 ans sont très contraignantes puisqu'ils doivent avoir travaillé au moins deux ans dans les trois années précédant leur inscription. De fait, après septembre 2010, très peu de jeunes de moins de 25 ans sont effectivement éligibles au RSA, et il s'agit le plus souvent de jeunes déjà bien insérés sur le marché du travail. Cette réforme ne devrait donc pas perturber la méthode employée ou biaiser nos résultats.

où la variable expliquée Y_{ia}^* pour un individu i d'âge age_i correspond à la variable latente déterminant son statut d'emploi (emploi ou emploi à temps partiel). On peut représenter ce statut par une variable binaire Y_{ia} qui prend la valeur 1 quand $Y_{ia}^* > 0$ et 0 sinon. L'effet de l'âge est pris en compte par une fonction régulière $\delta(age_i)$ tandis que $\mathbb{1}(age_i \geq 25)$ est une indicatrice prenant la valeur 1 si l'individu est âgé de 25 ans ou plus. Ainsi, on peut estimer l'effet β_1 sur l'emploi du fait d'être en âge d'accéder au RMI/RSA. L'identification repose sur l'hypothèse de continuité de la fonction $\delta(\cdot)$ puisque β_1 mesure alors la discontinuité à 25 ans. A priori, il n'y a pas de raison pour que la relation « âge-probabilité d'être en emploi » présente une discontinuité à un âge particulier, si ce n'est l'existence d'autres discontinuités institutionnelles comme nous le discutons ci-après.

Étant donné que l'effet du RMI/RSA sur l'emploi ne se matérialise pas forcément au lendemain du jour d'anniversaire mais peut prendre du temps, nous utilisons l'âge en année révolue (tronqué à l'unité)⁸. Avec une variable d'influence (l'âge) en année, nous avons affaire à un effet discret et non continu, une situation discutée en détail par Lee et Card (2008). Estimer le modèle ci-dessus à partir d'observations individuelles est dans ce cas parfaitement équivalent à une estimation du même modèle où toutes les variables sont remplacées par la moyenne à chaque âge, i.e. :

$$Y_a = \beta_0 + \beta_1 \cdot \mathbb{1}(a \geq 25) + \delta(a) + \epsilon_a$$

et pondérées par le nombre d'observations dans chaque groupe d'âge. La variable Y_a , en particulier, est maintenant le taux d'emploi moyen des individus d'âge a . Notons que le modèle n'est pas identifié non paramétriquement car on ne peut pas s'approcher au plus près de la discontinuité dans ce cas discret (âge en années). On doit donc s'en remettre à des formes paramétriques particulières pour la fonction $\delta(\cdot)$. Nous utilisons des formes de plus en plus flexibles (quadratique, cubique puis autorisant des pentes différentes de chaque côté de la discontinuité, i.e. des « splines » linéaires et quadratiques).

Lorsque l'estimation est réalisée sur des données regroupant plusieurs années, notamment lorsqu'on regroupe les années 2004-2009 pour mesurer l'effet moyen du RMI sur ces années, il est possible d'introduire également un effet cohorte (i.e. l'ensemble des personnes nées la même année). En indiquant par t la cohorte en question, le modèle devient :

$$Y_{at} = \beta_0 + \beta_1 \cdot \mathbb{1}(a \geq 25) + \delta(a) + \sigma_t + \epsilon_{at}$$

Cet effet σ_t peut correspondre à des chocs spécifiques qui touchent l'ensemble d'une cohorte, par exemple une conjoncture très dégradée lors de l'insertion professionnelle⁹. L'existence de cet effet cohorte montre la fragilité inhérente à l'analyse sur

8. De surcroît, l'effet de discontinuité mesuré à partir de l'âge en jour ou même en mois serait obscurci par le bruit dû à des échantillons trop petits dans un tel cas.

9. Alternativement, il est également possible d'introduire un effet année pour contrôler de la

une seule année, puisque les jeunes de 24 ans au cours de cette année appartiennent tous à la même génération. L'intérêt d'une régression « poolée », qui regroupe plusieurs années, est de contrôler l'influence des effets cohortes. Les résultats pendant la période de mise en place du RSA ne reposent que sur deux années 2010 et 2011, et sont donc nécessairement plus fragiles que pour le RMI (ce d'autant plus que la période d'entrée du RSA a coïncidé avec les répercussions de la crise économique sur l'emploi). Les EAR suivantes, non encore disponibles, permettront d'obtenir des résultats plus robustes sur l'effet du RSA.

Notons que nos principaux résultats sont présentés sous forme graphique, représentant le taux d'emploi moyen à chaque âge a (en année). En réalité, cette visualisation graphique constitue l'essentiel de toute démonstration par analyse de discontinuité. En effet, comme le rappellent Imbens and Lemieux (2008), les résultats du modèle économétrique ne peuvent que valider ce qui est observable à l'oeil nu sur ces graphiques et notamment concorder entre les différentes spécifications possibles de la fonction $\delta(\cdot)$. Dans notre cas précis, si le choc sur les revenus de remplacement qui se produit à 25 ans a un effet significatif sur le taux d'emploi des jeunes à 25 ans, ceci doit avant tout être visible sous la forme d'une rupture nette dans la courbe emploi-âge à 25 ans. Le modèle statistique permet ensuite de tenter un chiffrage de l'effet en question, sous différentes hypothèses paramétriques.

Finalement, remarquons que notre étude se concentre sur le taux d'emploi (qui mélange les aspects demande et offre de travail) plutôt que le taux d'activité, ceci pour deux raisons. D'une part, la définition de « chômeur » selon les enquêtes du recensement est plus large que celle du BIT et comprend à la fois les demandeurs d'emploi (chômeurs au sens du BIT) et les inactifs en âge de travailler (travailleurs découragés, femmes au foyer, etc.). De fait, nous ne pouvons pas distinguer les demandeurs d'emploi exclus du marché du travail à cause d'une faible productivité ou la présence de chômage keynésien ou frictionnel afin de (tenter de) séparer les aspects demande et offre de travail. D'autre part, l'hypothèse que le taux d'emploi varie de façon continue avec l'âge est valide pour extraire l'effet du RMI/RSA sur l'offre de travail s'il n'y a effectivement pas d'autres discontinuités à 25 ans qui pourrait expliquer la chute du taux d'emploi, et notamment d'autres politiques affectant la demande de travail en encourageant le recrutement de jeunes juste en dessous de 25 ans par rapport aux 25 ans. Tout comme Bargain and Doorley (2011), nous avons donc vérifié de façon approfondie qu'aucune autre politique ne joue ce rôle (voir aussi la discussion sur les contrats aidés, page 22), de sorte que l'effet obtenu peut être attribuée avec confiance à l'effet du RMI/RSA sur les incitations au travail.

conjoncture courante. Les résultats de l'analyse sont très proches, comme le montre le tableau 1.5 en annexe.

1.4 Utiliser les enquêtes annuelles de recensement permet d'obtenir des estimations très précises des taux d'emploi par âge

La méthode de « régression par discontinuité » que nous utilisons par la suite requiert d'estimer très précisément les taux d'emploi par âge des jeunes, ce qui nécessite un nombre suffisamment important d'observations, et ce d'autant plus que l'on s'intéresse ici à l'emploi de populations particulières (notamment des personnes peu qualifiées, ayant de faibles gains d'activité). Dans le cas contraire, des variations erratiques du taux d'emploi par âge viendraient bruyter la série des taux d'emploi, de sorte que les discontinuités ne pourraient être identifiées, rendant inopérante la méthode de régression par discontinuité. Pour cette raison, nous utilisons les données récoltées dans le cadre du recensement. L'étude de Bargain et Doorley (2011) utilisait le recensement annuel au 1/4 pour l'année 1999 tandis que nous utilisons les Enquêtes annuelles de recensement (EAR) fournies par l'Insee pour les années 2004-2011.

Depuis 2004, le recensement est mis en place sur une période de 5 années consécutives. Après repondération, chaque enquête annuelle fournit un échantillon représentatif de la population française basé sur environ 14 % des ménages (les cinq années d'EAR couvrent environ 70 % des ménages), soit environ moitié moins de ménages que dans le sondage de l'ancien recensement. Nous utilisons ici les enquêtes annuelles de recensement de 2004 à 2009, afin de couvrir au moins un cycle complet de 5 ans et d'étudier l'effet du RMI sur toutes les années disponibles avant la réforme du RSA (voir une description détaillée de l'échantillonnage en annexe 1.D). Nous exploitons également les années 2010 et 2011 afin d'estimer les premiers effets de la mise en place du RSA¹⁰. Avec deux années consécutives, nous obtenons une taille d'échantillon comparable à celui utilisé dans l'étude de Bargain et Doorley (2011) et suffisamment grand pour éviter l'excès de « bruit » dans la courbe âge-emploi. Les informations disponibles dans les EAR sont l'âge révolu, le niveau de formation, la nationalité et les deux variables clés pour notre étude : le statut d'activité et le type d'emploi¹¹.

7 % des jeunes de 25 à 30 ans sans enfant sont au RSA socle fin 2010

La population étudiée dans ce chapitre est celle des jeunes de 20-30 ans sans enfant (annexe 1.C). Celle-ci représente une part importante de la population de bénéficiaires du RMI/RSA. Selon les données de la CNAF au 31 décembre 2010 (France métropolitaine), les jeunes de 25-30 ans sans enfant et allocataires du RSA socle

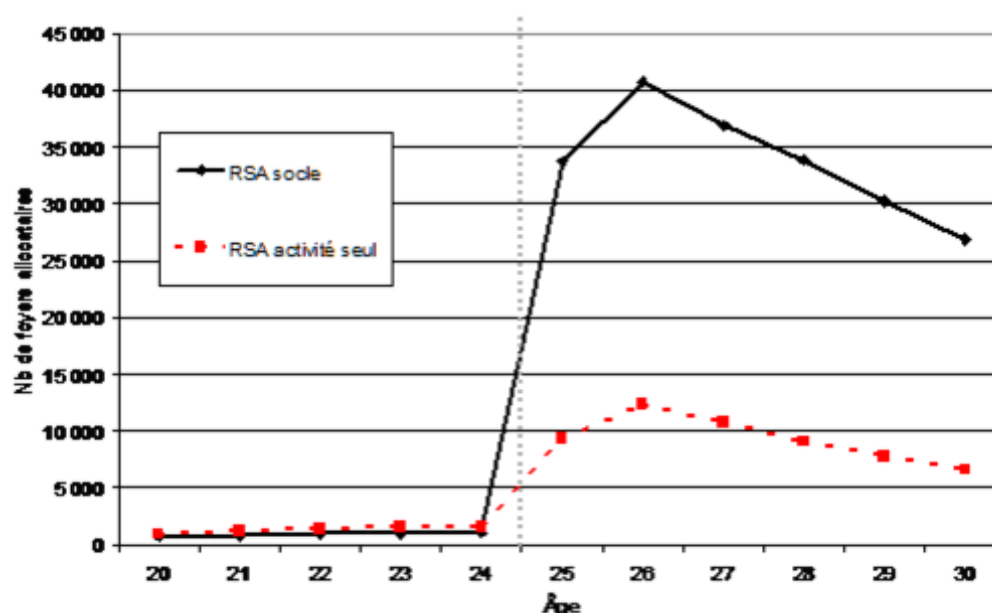
10. Comme indiqué ci-dessus, chaque enquête est collectée en janvier et février de l'année en question et permet donc d'étudier l'effet potentiel du RMI jusqu'en 2009 inclus (avant son remplacement par le RSA en juin 2009) et du RSA en 2010 et 2011.

11. Le salaire et les montants reçus d'aides sociales (et notamment le fait que la personne soit allocataire du RMI/RSA ou non) ne sont pas disponibles.

non majoré représentent environ 200 000 foyers allocataires, soit 17 % des foyers allocataires du RSA socle non majoré (et 7 % de tous les jeunes de 25 à 30 ans sans enfant)¹². Ceux qui sont allocataires du RSA activité seul non majoré représentent environ 60 000 foyers allocataires, soit 15 % des foyers allocataires du RSA activité seul non majoré (et 2 % des jeunes de 25 à 30 ans sans enfant). L'évolution par âge est décrite dans le graphique 1.2.

Malgré la difficile généralisation de nos résultats, notamment aux tranches d'âge supérieures, le profil étudié dans notre analyse correspond donc à celui d'un nombre relativement important d'allocataires du RMI ou RSA (et une part très importante des « jeunes » allocataires).

Graphique 1.2 – Foyers allocataires du RSA fin 2010 (personnes sans enfant)



Note : avant 25 ans, certains jeunes peuvent bénéficier du RSA s'ils obtiennent une dérogation auprès de leur Président de Conseil Général ; toutefois, comme le montre ce graphique, ces cas sont très minoritaires.

Source : Cnaf, DSER ; calcul des auteurs.

12. Pour comparaison, les données de la CNAF au 31 décembre 2008 (France métropolitaine) indiquent que les jeunes de 25 à 30 ans sans enfant et allocataires du RMI représentaient environ 150 000 foyers allocataires, soit 15% de l'ensemble des foyers allocataires du RMI (ils représentent également 5 % de tous les jeunes de 25 à 30 ans sans enfant). Entre données RMI et RSA socle non majoré, l'augmentation importante du nombre de jeunes concernés est liée probablement à deux éléments : (i) la dégradation du marché du travail liée à la crise, entraînant une montée en charge du RSA socle seul, particulièrement chez les jeunes, et (ii) la montée en charge du RSA socle et activité, composante importante pour les jeunes (plus souvent à temps partiel et peu rémunérés).

1.5 Un effet désincitatif du RMI très faible et conscript aux jeunes sans qualification

Nous représentons le taux d'emploi (Y_a) en fonction de l'âge pour les hommes et femmes de 20 à 30 ans, célibataires sans enfant et peu qualifiés, en distinguant trois catégories de diplômes : les jeunes ayant au mieux le BEPC, les jeunes ayant au mieux le BEP/CAP et les jeunes ayant au mieux le baccalauréat (graphique 1.3). Nous nous concentrons d'abord sur les années avant la généralisation du RSA, c'est-à-dire la période 2004-2009. Comme indiqué plus haut, nous regroupons les années deux par deux.

Les trois graphiques de le graphique 1.3 montrent un taux d'activité croissant avec l'âge mais assez plat dans la deuxième moitié de la vingtaine. Au-delà de ces tendances communes aux trois périodes, nous observons pour les jeunes sans diplôme (au mieux le BEPC) une discontinuité à 25 ans les deux premières années (2004-2005). Cette discontinuité apparaît comme significative dans les régressions, avec une baisse du taux d'emploi comprise entre 3,5 points et 5,1 points selon les spécifications (tableau 1.2, colonne 1). Lorsque nous conduisons des estimations séparées pour les hommes et femmes (non reportés), nous obtenons un effet compris entre -5 et -2,5 pour les premiers et -7 et -4 pour les seconds. Ces ordres de grandeur sont similaires et la différence homme-femme n'est pas statistiquement significative¹³.

L'effet désincitatif du RMI apparaît également au cours de la période suivante (2006-2007), mais semble s'estomper : il n'est plus que de quelques points, et n'est significatif que dans la moitié des spécifications du tableau 1.2 (colonne 2). Des estimations séparées homme-femme (non reportées) montrent également un effet plus faible que dans la période précédente pour les hommes. Pour les femmes, en revanche, on obtient un effet similaire à la période 2004-2005, compris entre -5,7 et -3 selon les spécifications et significatif dans toutes les spécifications sauf la spline quadratique. L'effet disparaît les deux dernières années pré-RSA (2008-2009), comme indiqué dans la colonne 3 du tableau 1.2.

On peut s'interroger sur le rôle de la conjoncture au cours de la période précédant l'instauration du RSA, d'abord marquée par une forte diminution du chômage dans toutes les catégories y compris les non-diplômés (notamment en 2007), puis une période de crise économique qui pourrait toucher différemment des groupes d'âges différents. L'absence d'effet en 2008-2009 pourrait en particulier être expliquée par le fait que le chômage involontaire marque plus fortement le marché du travail en laissant les effets en termes d'offre de travail au second plan¹⁴.

13. Avec le même type d'estimations (paramétriques) sur discontinuité, Bargain et Doorley (2011) trouvent un effet compris entre -6,9 et -4,9 pour les hommes, qui ramené en proportion du taux d'emploi à 24 ans (72%) donne une baisse de 7%-10%. Sur la période 2004-2005, nous trouvons un effet compris entre -5 et -2,5 pour les hommes, qui rapporté au taux d'emploi à 24 ans (55%) donne une baisse de 5%-9%, donc assez comparable à la précédente étude.

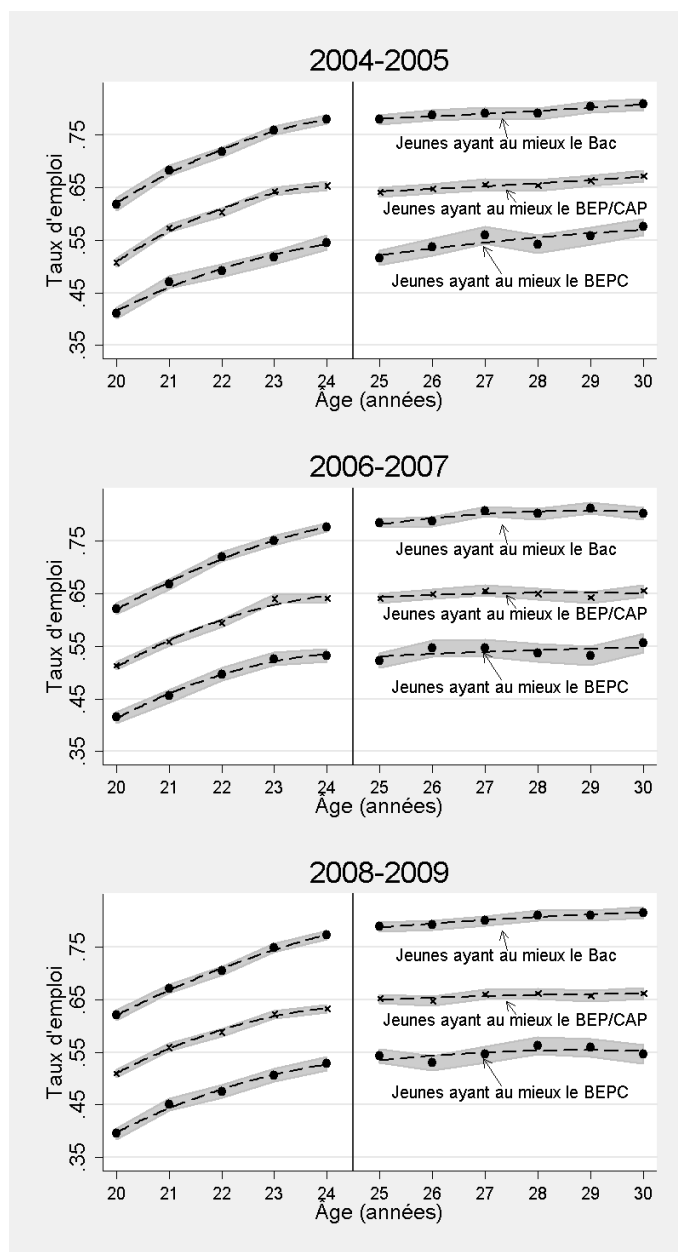
14. Notons cependant que la hausse du chômage n'a débuté qu'après janvier-février 2008 et ne devrait avoir un effet sur nos résultats que pour l'année 2009.

Lorsqu'on s'intéresse à l'ensemble de la période avant RSA (2004-2009, colonne 4 du tableau 1.2), l'effet est compris en -3,5 et -1,6. Comme on dispose de plusieurs années, on peut ajouter l'effet cohorte, comme expliqué plus haut. Dans ce cas (colonne 5), l'effet reste assez proche, entre -2,9 et -1,7, mais significatif au moins à 10% dans toutes les spécifications. Si l'on se limite aux années avant crise 2004 à 2007 (non reportés), alors l'effet est entre -4,3 et -2,4 et significatif à 1% dans toutes les spécifications.

La discontinuité dans les taux d'emploi à 25 ans est quelque peu atténuée lorsqu'on regarde un échantillon de jeunes ayant « au mieux un BEP/CAP » (graphique 1.3 et tableau 1.3). L'effet avant RSA sur la période 2004-2009 est compris entre -3,3 et -0,7 (colonne 4 du tableau 1.3; -3 et -1,1 avec effet cohorte en colonne 5) et très peu significatif. Il est tout de même compris entre -4,3 et -1,2 et significatif dans toutes les spécifications si l'on considère la période avant crise 2004-2007 (non reporté). L'inclusion des jeunes avec un BEP/CAP multiplie par 2,3 la taille de l'échantillon sélectionné. L'effet pour ce groupe additionnel, les BEP/CAP, est donc nécessairement plus faible que l'échantillon de départ constitué de jeunes avec au mieux le BEPC. Comme discuté dans Bargain et Doorley (2011), les salaires des jeunes avec un BEP/CAP ne sont guère plus élevés que ceux sans aucun diplôme. Ce résultat est donc lié à d'autres considérations et peut montrer par exemple qu'un diplôme réduit les coûts d'accès au marché du travail, des coûts qui peuvent aggraver l'effet de trappe à inactivité. Ce résultat peut aussi être simplement du à un effet de sélection (une motivation plus forte conduisant à la fois à obtenir une formation professionnelle et un emploi par la suite). Les BEP/CAP sont ainsi mieux intégrés sur le marché du travail du fait de cette auto-sélection et/ou de la nature professionnelle de leur formation (notons qu'à terme, ils profitent aussi de rendements de l'expérience parfois supérieurs à ceux des bacheliers, cf. Beffy et al. 2006).

Comme on peut s'y attendre, l'effet désincitatif du RMI disparaît complètement lorsqu'on regarde une population encore plus large incluant tous ceux ayant au mieux le baccalauréat (graphique 1.3). Comme dans Bargain et Doorley (2011), l'effet disparaît également lorsqu'on considère un groupe démographique plus large incluant non seulement les célibataires mais aussi les individus en couple sans enfant (voir graphique 1.7 dans l'annexe 1.E) ou tous les types familiaux (graphique 1.8), ce qui inclut ceux avec enfant, donc éligibles au RMI même avant 25 ans.

Graphique 1.3 – Taux d'emploi avant et après 25 ans des jeunes célibataires, années RMI 2004-2009



Note : Les courbes en pointillés correspondent à une régression du taux d'emploi sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.

Champ : célibataires sans enfants, vivant seuls ou avec leurs parents.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

Tableau 1.2 – Effet du RMI/RSA sur le taux d’emploi des jeunes ayant au mieux le BEPC

Années	2004-05		2006-07		2008-09		2004-09		2004-09		2010-11	Différence
Effet cohorte	Non		Non		Non		Non		Oui		Non	Non
Fonction polynomiale de l’âge :	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)	(6) - (4)
Quadratique	-0,051	***	-0,036	***	-0,019		-0,035	***	-0,029	***	-0,005	0,030 **
	(0,007)		(0,009)		(0,023)		(0,009)		(0,009)		(0,009)	(0,013)
Cubique	-0,036	***	-0,017		-0,006		-0,019		-0,020	*	0,010	0,029 *
	(0,010)		(0,012)		(0,029)		(0,012)		(0,011)		(0,012)	(0,017)
Spline linéaire	-0,038	***	-0,020	*	-0,002		-0,020	**	-0,017	*	0,012	0,032 **
	(0,009)		(0,011)		(0,022)		(0,010)		(0,009)		(0,010)	(0,014)
Spline quadratique	-0,035	***	-0,014		-0,001		-0,016		-0,019	*	0,011	0,027
	(0,010)		(0,011)		(0,034)		(0,014)		(0,011)		(0,014)	(0,020)

Note : Niveau de significativité statistique de 1%, 5%, 10% indiqué respectivement par ***, ** et *; le tableau représente la valeur estimée du coefficient β_1 du modèle pour différentes spécifications de la fonction $\delta(\cdot)$. Champ : célibataires sans enfants, ayant au mieux le BEPC

Tableau 1.3 – Effet du RMI/RSA sur le taux d’emploi des jeunes ayant au mieux le BEP/CAP

Années	2004-05		2006-07		2008-09		2004-09		2004-09		2010-11		Différence
Effet cohorte	Non		Non		Non		Non		Oui		Non		Non
Fonction polynomiale de l’âge :	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(6) - (4)
Quadratique	-0,053	***	-0,034	***	-0,013		-0,033	***	-0,030	***	-0,028	***	0,005
	(0,009)		(0,009)		(0,023)		(0,010)		(0,008)		(0,006)		(0,012)
Cubique	-0,025	***	-0,017	**	0,005		-0,012		-0,015		-0,021	**	-0,010
	(0,007)		(0,008)		(0,030)		(0,012)		(0,010)		(0,009)		(0,015)
Spline linéaire	-0,034	***	-0,015		0,003		-0,015		-0,015	*	-0,009		0,006
	(0,009)		(0,010)		(0,022)		(0,009)		(0,009)		(0,010)		(0,013)
Spline quadratique	-0,018	**	-0,013		0,010		-0,007		-0,011		-0,017	*	-0,010
	(0,008)		(0,008)		(0,035)		(0,014)		(0,011)		(0,009)		(0,017)

Note : Niveau de significativité statistique de 1%, 5%, 10% indiqué respectivement par ***, ** et *; le tableau représente la valeur estimée du coefficient β_1 du modèle pour différentes spécifications de la fonction $\delta(\cdot)$. Champ : célibataires sans enfants, ayant au mieux le BEPC

Jusqu'ici, nous avons commenté la rupture, ou l'absence de rupture, du niveau des taux d'emploi à 25 ans. Nous n'avons cependant pas commenté les pentes différentes de la série de taux d'emploi de part et d'autre du seuil de 25 ans. De manière générale, et quels que soient les niveaux de diplôme, les taux d'emploi progressent très rapidement en début de carrière professionnelle, avant de se stabiliser entre 30 et 40 ans. Cela conduit à un aplatissement progressif de la série des taux d'emploi selon l'âge. Pour les jeunes célibataires sans enfant, cet aplatissement semble se produire de manière assez brutale : l'emploi progresse assez rapidement jusqu'à 23, 24 ou 25 ans, puis la courbe d'emploi est plate par la suite, quel que soit le niveau de diplôme considéré (graphiques 1.3 et 1.7 en annexe 1.E).

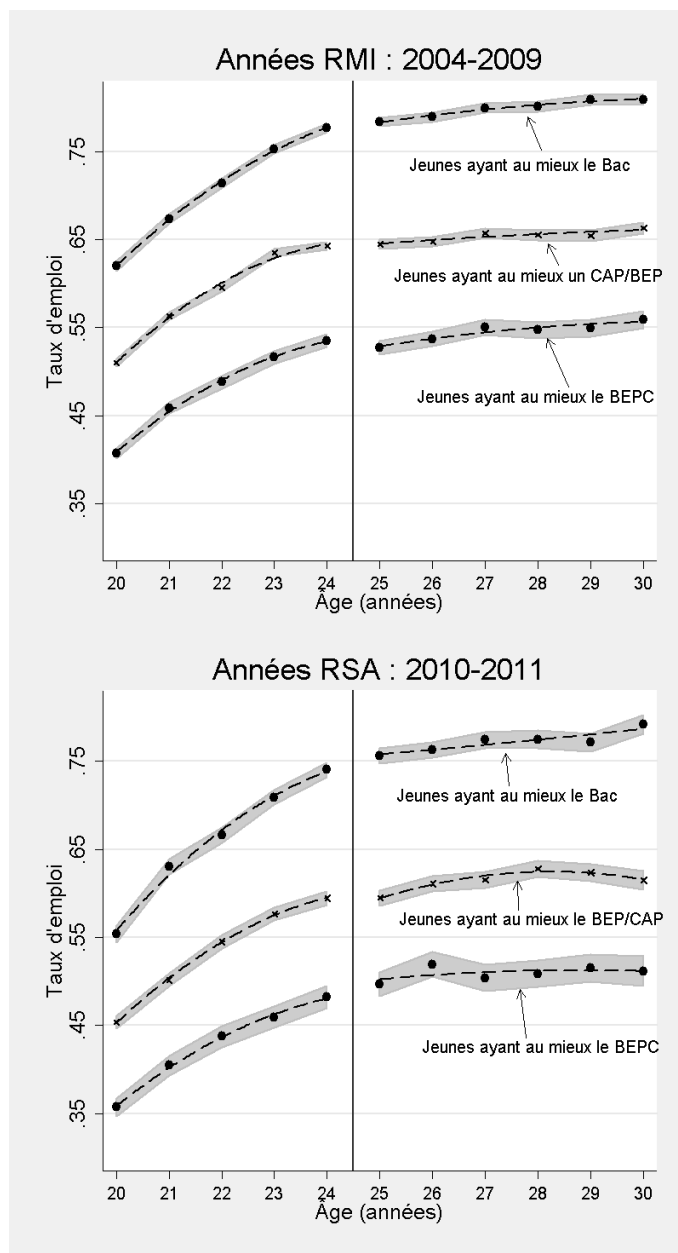
La question de savoir si cette rupture de tendance apparente a un lien avec le RMI ou le RSA pourrait se poser. Cette rupture pourrait par exemple correspondre à un effet désincitatif du RMI augmentant avec l'âge, bien qu'il soit difficile de trouver des justifications d'un tel phénomène (l'hypothèse du modèle (1)-(3) étant à l'inverse que l'effet est identique pour tous ceux ayant 25 ans ou plus¹⁵). Deux éléments suggèrent que ce n'est pas le cas. D'abord, l'aplatissement de la courbe des taux d'emploi débute en général avant 25 ans, à 23 ans par exemple pour les jeunes ayant au maximum un BEP/CAP (graphique 1.3). De plus, quel que soit le niveau de diplôme considéré, le taux d'emploi continue à augmenter après 25 ans pour les jeunes ayant un conjoint ou des enfants (graphiques 1.8 et 1.9). Ainsi, la courbe plate des taux d'emploi après 25 ans est probablement due au fait que les personnes ayant des difficultés professionnelles se mettent également moins souvent en couple, et ont donc moins souvent des enfants.

Alternativement, les individus sans conjoint ou enfant pourraient être négativement sélectionnés sur le marché du travail (voir Bargain et Doorley 2011, et Lemieux et Milligan 2008, pour une discussion approfondie). Enfin, pour les jeunes célibataires sans enfants, la courbe des taux d'emploi par âge en 1982, avant la mise en place du RMI, admet également une rupture de tendance, avec un taux d'emploi constant à partir de 21 ans (voir Bargain et Doorley 2011). Cette rupture plus précoce est le reflet de l'insertion plus rapide sur le marché du travail au début des années 1980, et d'un temps d'étude en général plus court, y compris pour les personnes peu ou non diplômés.

Pour résumer, l'effet désincitatif du RMI est circonscrit à une population très limitée au sein de notre champ de jeunes sans enfant (ceux ayant au mieux un BEP/CAP), et n'est pas observable sur l'ensemble de la période. Dans ces conditions, et puisque le RMI ne produit pas d'effet significatif sur l'emploi des jeunes à 25 ans, nous pouvons donc anticiper que le passage au RSA ne marquera pas d'effet « ré-incitatif » notable.

15. De plus, une explication en termes de trappe due à un gain au travail trop faible ne concorderait pas avec cette observation puisque les salaires potentiels augmentent avec l'âge, ce qui fait qu'on s'attendrait, en cas d'effet RMI hétérogène entre groupes d'âge, à un effet qui diminue avec l'âge et non l'inverse.

Graphique 1.4 – Taux d’emploi avant et après 25 ans des jeunes célibataires, années RMI (2004-2009) et RSA



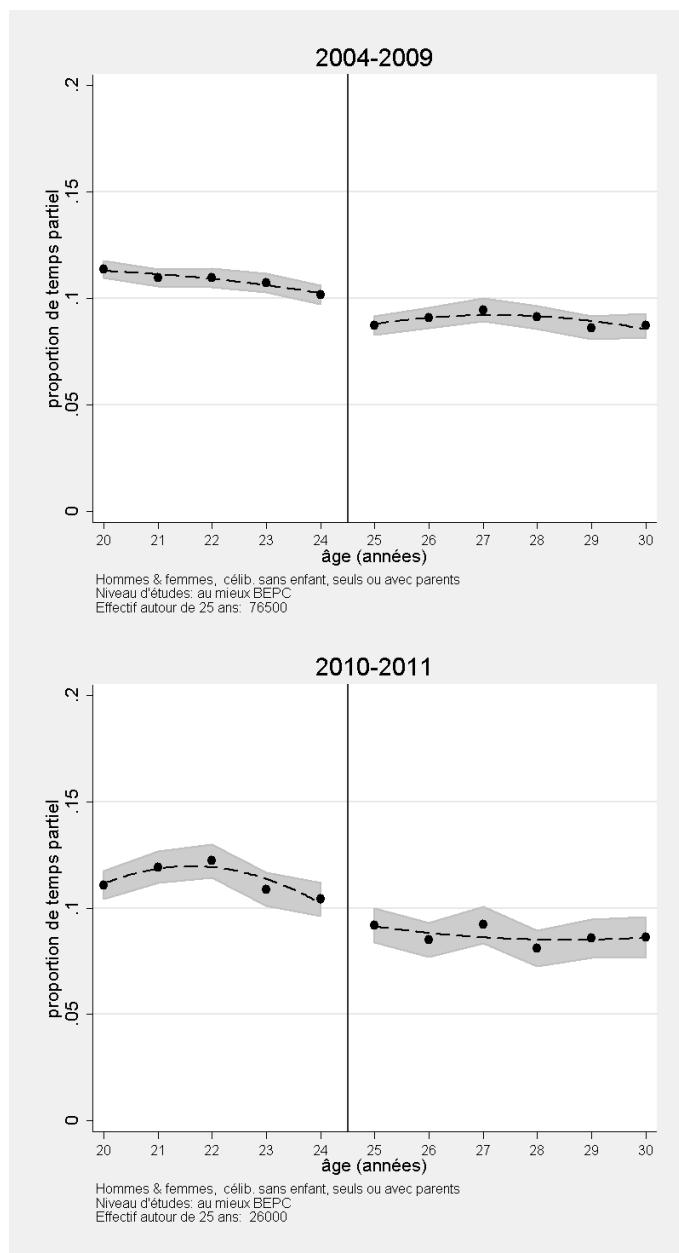
Note : Les courbes en pointillés correspondent à une régression du taux d’emploi sur l’âge et l’âge au carré, de part et d’autre de 25 ans.

Champ : célibataires sans enfants, vivant seuls ou avec leurs parents.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

Le léger effet désincitatif n’est plus repérable à partir de 2008, en particulier après l’instauration du RSA mi-2009 le graphique 1.4 représente le taux d’emploi (Y_a) en fonction de l’âge pour les hommes et femmes de 20 à 30 ans,

Graphique 1.5 – Proportion de personnes employées à temps partiel parmi les jeunes célibataires ayant au mieux le BEPC, avant et après 25 ans



Note : Les courbes en pointillés correspondent à une régression du taux d'emploi sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.

Champ : célibataires sans enfants, vivant seuls ou avec leurs parents, ayant au mieux le BEPC.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

célibataires sans enfant et ayant au mieux le BEPC. Nous comparons les années durant lesquelles le RMI est en vigueur (2004-2009) et celles durant lesquelles il a été remplacé par le RSA (2010 et 2011). Le premier graphique suggère un léger effet du

RMI sur l'emploi, mis en évidence précédemment et essentiellement dû aux années 2004 et 2005 pour l'ensemble de la population étudiée (et aux années 2004-2007 lorsqu'on se concentre sur les femmes).

Le second graphique 1.4 montre l'effet du RSA en 2010 et 2011. Étant donné que nous ne disposons que de deux années pour caractériser cet effet, les intervalles de confiance sont logiquement plus larges que dans le graphique du dessus. Il n'y a aucun effet négatif visible, c'est-à-dire aucune chute d'emploi à 25 ans causée par le RSA. En comparant les deux graphiques, on pourrait donc conclure que le RSA annule le (déjà) léger effet désincitatif lié au RMI.

Ce constat semble confirmé par les régressions. Le tableau 1.2 (dernière colonne) montre en effet que l'impact du RSA sur l'emploi est significativement différent de celui du RMI, au moins au seuil de 10 % et sur l'ensemble des spécifications (sauf la spline quadratique¹⁶). Lorsque nous considérons le groupe plus large incluant ceux ayant un BEP/CAP, rappelons que l'effet négatif significatif du RMI n'est presque pas visible sur l'ensemble 2004-2009 (il l'est sur la période 2004-2007, comme indiqué plus haut). On ne voit pas non plus d'effet ré-incitatif du RSA par rapport au RMI en 2010-2011 (voir graphique 1.4 et dernière colonne du tableau 1.3). Rappelons que l'analyse est rendue difficile par le fait que les années 2008-2009 sont caractérisées par le début de la crise et une hausse du chômage, de sorte que les conclusions basées sur les comparaisons entre 2004-2009 et 2010-2011 sont sujettes à caution. Remarquons aussi que le niveau des taux d'emploi a sensiblement diminué entre 2008-2009 et 2010-2011, et ce quel que soit l'âge, ce qui permet de penser que la conjoncture a pu potentiellement avoir un effet sur la déformation des taux d'emploi par âge.

1.6 Le faible effet désincitatif du RMI est concentré sur l'emploi à temps partiel

En théorie, comme nous l'avons vu plus haut, le phénomène de trappe à inactivité induit par l'existence de minima sociaux devrait se traduire principalement par l'éviction d'emplois à temps partiel. Dans cette section, nous examinons cette question empiriquement. Le graphique 1.5 montre que la part des jeunes célibataires sans diplômes qui sont à temps partiel décroît légèrement avec l'âge, de 20 à 30 ans. On observe également une discontinuité assez forte à 25 ans, alors qu'on n'observe pas une telle discontinuité pour le taux d'emploi à temps plein (graphique 1.9 en annexe 1.E). Lorsqu'on effectue une régression sur les discontinuités (tableau 1.4) où la variable expliquée est le taux d'emploi à temps partiel, on retrouve effectivement un effet significatif du passage à 25 ans sur les données regroupées 2004-09, que nous attribuons à l'existence du RMI. Curieusement, et contrairement aux prédictions

16. Notons que cette comparaison est établie sur les estimations sans effet cohorte puisque nous disposons de trop peu d'année pour capturer ces effets dans la période RSA.

théoriques (graphique 1.1), l'effet ne diminue pas avec le RSA. Il n'est cependant pas significatif pour toutes les spécifications, contrairement aux données regroupées des années RMI.

Tableau 1.4 – Effet du RMI et du RSA sur le taux d’emploi à temps partiel des jeunes ayant au mieux le BEPC

Fonction polynomiale de l’âge :	2004-05		2006-07		2008-09		2004-09		2010-11		Difference
	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(5) - (4)
Quadratique	-0,013	*	-0,018	***	-0,002		-0,011	**	-0,018	**	-0,007
	(0,008)		(0,005)		(0,007)		(0,004)		(0,007)		(0,008)
Cubique	-0,018		-0,018	***	-0,008		-0,014	**	-0,006		0,008
	(0,011)		(0,006)		(0,009)		(0,006)		(0,009)		(0,011)
Spline linéaire	-0,015	*	-0,020	***	-0,002		-0,012	***	-0,018	**	-0,006
	(0,008)		(0,006)		(0,007)		(0,004)		(0,007)		(0,008)
Spline quadratique	-0,016		-0,017	***	-0,007		-0,013	**	-0,001		0,013
	(0,012)		(0,005)		(0,011)		(0,006)		(0,010)		(0,012)

Note : Niveau de significativité statistique de 1%, 5%, 10% indiqué respectivement par ***, ** et *; le tableau représente la valeur estimée du coefficient β_1 du modèle pour différentes spécifications de la fonction $\delta(\cdot)$. Champ : célibataires sans enfants, ayant au mieux le BEPC

Pas d'autres discontinuités visibles qui pourraient expliquer le résultat d'absence ou de faible effet désincitatif. De manière générale, la méthode de régression par discontinuité peut ne pas repérer un effet qui existe (ou, à l'inverse, repérer un effet qui n'existe pas) dans au moins deux cas (Lee et Lemieux 2010) : (i) si une autre discontinuité (institutionnelle ou comportementale) à 25 ans annule l'effet du RMI/RSA ; (ii) si les délais de réaction et d'adaptation des comportements des jeunes à la possibilité d'obtenir le RMI ou le RSA sont longs (qu'ils vont très au-delà de la première année - 25 ans).

Concernant le premier point, il n'existe pas de telle discontinuité, en matière de parentalité (graphique 1.11), ou en matière de taux de scolarisation (non représenté), comme le montrent les données des EAR. Le graphique 1.10 (annexe 1.E) fait toutefois apparaître une légère discontinuité à 25 ans en matière de taux d'emploi en contrats aidés, en particulier en 2010-2011¹⁷. Le caractère léger de cette discontinuité en matière de contrats aidés à 25 ans pourrait étonner les lecteurs qui pensent par exemple aux contrats emplois jeunes (réservés aux moins de 26 ans). Rappelons cependant que ceux-ci ont été mis en place en 1997 et ont été progressivement abandonnés à partir de 2002, tandis que la majeure partie des contrats aidés en vigueur dans la 2ème partie des années 2000 (en dehors des contrats d'apprentissage ou du contrat jeune en entreprise), ne font plus explicitement référence à des critères d'âge¹⁸. De plus, le seul seuil lié à l'âge existant dans la législation sur les contrats aidés correspond à 26 ans, de sorte qu'il est logique qu'on n'observe pas de forte discontinuité à 25 ans.

En regard du deuxième point, le graphique 1.2 montre que le nombre de jeunes au RSA atteint un pic à 25 et 26 ans (on observe le même phénomène pour le RMI). Ceci suggère que les jeunes ont une bonne connaissance du RMI/RSA et ajustent rapidement leurs comportements.

Au total, ces différents éléments suggèrent que le léger effet de trappe à inactivité que nous mettons en évidence dans ce document de travail n'est pas imputable à un autre phénomène que l'existence du RMI ou du RSA. Inversement, aucun phénomène évident ne semble conduire à une sous-estimation majeure de l'effet désincitatif au travail du RMI ou du RSA.

17. Celle-ci est cependant très faible puisqu'elle correspond à moins de 0,5 % des jeunes. Par ailleurs, les EAR sous-estiment la proportion de personnes en contrats aidés, à l'instar de la plupart des enquêtes ménages, principalement en raison du fait que les personnes employées en contrat aidé n'en sont pas forcément conscientes.

18. Remarquons toutefois que la politique des contrats aidés est aussi encadrée par des instructions, en particulier de la DGEFP et de Pôle Emploi, qui peuvent conditionner l'octroi de ces contrats à une limite d'âge, au moins pour une partie du contingent de contrats.

1.7 Conclusion

L'effet désincitatif du RMI sur l'emploi des jeunes célibataires sans enfant autour de 25 ans pour la période 2004-09 semble très faible et circonscrit à une population spécifique (jeunes célibataires sans enfant et non diplômés). Selon les spécifications, entre 1,7 % et 2,9 % de ces jeunes seraient découragés de travailler en raison du RMI, ce qui représente seulement entre 2,0 % et 3,4 % des jeunes allocataires du RMI de 25 ans, célibataires et sans enfant¹⁹. Ceci confirme les résultats de Bargain et Doorley (2011) pour l'année 1999. De plus, l'effet du RMI disparaît au cours des quelques années précédant l'introduction du RSA, caractérisées par une baisse soudaine du chômage puis par la crise économique de 2008-09. Logiquement, nous n'observons donc pas d'effet « ré-incitatif » majeur imputable au passage au RSA.

Les raisons pour lesquelles le phénomène de trappe à inactivité peut être faible sont bien connues (Deroyon et al. 2008, Fabre et Vicard 2009). Entre autres, l'accès à l'emploi peut être perçu comme une norme sociale à atteindre, même si les gains financiers qu'il procure sont faibles. De surcroît, la plupart des chômeurs recherchent un emploi à temps plein, alors que le RMI ou le RSA jouent surtout sur l'arbitrage entre emploi à temps partiel et inactivité. Enfin, de faibles gains au travail à court terme peuvent être compensés par des gains à plus long terme que procure l'augmentation du capital humain lié à l'expérience professionnelle, une possible baisse des coûts futurs de recherche d'emploi et une amélioration des conditions futures d'emploi (salaire notamment).

Rappelons que l'analyse présentée dans ce document de travail, quoique robuste à différents tests de sensibilité (annexe 1.F), repose sur une hypothèse forte et non vérifiable, i.e. la continuité de la relation entre âge et emploi. Les conclusions de l'analyse étant liées à la validité de cette hypothèse, elles sont en tout état de cause moins probantes que ne le seraient les résultats d'une expérimentation aléatoire portant par exemple sur une extension du RSA jeunes, seule à même, si elle était bien menée, de conduire à des résultats ne dépendant pas d'hypothèses sur les effets d'une éventuelle réforme.

Enfin, nos résultats ne sont pas extrapolables à d'autres groupes démographiques, notamment les mères célibataires dont les coûts au travail sont élevés et qui sont donc plus susceptibles d'être affectées par les minima sociaux. Comme l'indiquent Gurgand et Margolis (2008), l'effet désincitatif du RMI ou du RSA est probablement plus fort au sein de ce groupe. Rappelons qu'il forme le deuxième plus grand groupe d'allocataires après les célibataires sans enfant et le taux d'activité des mères célibataires est le plus bas de tous les groupes démographiques.

19. En effet, selon nos estimations issues de l'EAR de 2008, environ 27 000 jeunes de 25 ans sont sans diplôme (ayant au mieux le BEPC) et célibataires sans enfant, tandis que, selon les données de la Cnaf, toujours fin 2008, près de 23 000 jeunes célibataires sans enfant de 25 ans étaient allocataires du RMI.

1.A Annexe : Les jeunes et les minima sociaux en Europe

La comparaison des législations nationales en matière de minima sociaux est un exercice difficile, pour au moins trois raisons : i) dans la majorité des pays coexistent plusieurs minima, dont les modalités d'attribution peuvent être très différentes de l'un à l'autre ; ii) certains pays ont mis en place une allocation d'assistance pour les chômeurs ayant épuisé leurs droits à l'assurance chômage (l'ASS en France), qui peut s'assimiler à un minimum social mais avoir des règles d'attribution différentes ; iii) dans certains pays, les minima sociaux sont du ressort des régions (Autriche, Italie ou Espagne), ou modulés au niveau communal (Pays-Bas).

Une première comparaison a néanmoins été proposée par Horusitzky, Julienne et Lelièvre (2005) pour les pays de l'Union Européenne à quinze, à l'exception de la Grèce qui ne dispose pas de dispositif de revenu minimum. Parmi ces pays, seuls trois ont exclu les jeunes de plus de 18 ans ayant terminé leurs études du bénéfice du minimum social : l'Espagne de 1989 à 1995 (avant que le dispositif de revenu minimum ne soit décentralisé et confié aux communautés autonomes), la France et le Luxembourg. Le Danemark et le Royaume-Uni, pour leur part, ont adapté leur dispositif de minimum social aux jeunes de 18 à 24 ans, en réduisant les montants versés.

Pour actualiser ces informations, nous mobilisons le MISSOC²⁰ (Mutual Information System on Social Protection), le système d'information mutuelle sur la protection sociale mis en place par l'Union européenne afin de disposer de données sur les systèmes de protection sociale nationaux. En nous centrant sur les mêmes 14 pays que dans Horusitzky et al. et en nous restreignant au seul dispositif de revenu minimum garanti, nous pouvons classer les pays européens en trois catégories. La première, la plus restrictive, regroupe la France et le Luxembourg, c'est-à-dire les pays excluant les jeunes de moins de 25 ans du bénéfice du revenu minimum garanti pour leur propre compte, sauf s'ils ont la charge d'un enfant. La deuxième catégorie regroupe la majorité des pays européens : l'Allemagne, l'Autriche, l'Irlande, le Portugal, le Royaume-Uni et la Suède. Dans ces pays, les jeunes vivant en dehors du foyer parental peuvent bénéficier du revenu minimum garanti pour leur compte propre s'ils ne sont pas étudiants. S'ils habitent chez leurs parents, le revenu minimum est délivré au niveau de l'ensemble du foyer. Enfin, au sein de la troisième catégorie, au Danemark, en Finlande et aux Pays-Bas, les jeunes majeurs non étudiants peuvent bénéficier du revenu minimum garanti dès lors que leurs propres ressources sont en dessous d'un plafond, même s'ils habitent avec leurs parents. Au Danemark, l'allocation versée est toutefois réduite pour les jeunes de 18 à 24 ans, et elle est de surcroît divisée par deux pour les jeunes qui vivent chez leurs parents. Aux Pays-Bas, les jeunes demandant le revenu minimum sont prioritairement orientés vers l'emploi ou

20. Consultable à l'adresse suivante : <http://ec.europa.eu/social/main.jsp?catId=815&langId=fr>. La partie « XI (Guaranteed Minimum Ressources), conditions, 3. » porte plus précisément sur les restrictions d'âge dans l'accès au revenu minimum.

la reprise d'études. L'Espagne et l'Italie ne peuvent être classées dans aucune des trois catégories en raison de la décentralisation du dispositif de revenu minimum garanti.

1.B Annexe : Le revenu minimum d'insertion (RMI) et le revenu de solidarité active (RSA)

Le RMI, créé en 1989 en réponse à une augmentation de la pauvreté en France, dans un contexte de chômage de masse, a été remplacé en juin 2009 par le RSA²¹. Les deux aides constituent des soutiens aux ménages à bas revenu, illimités dans le temps et en pratique non conditionnés à une formation ou à une recherche active d'emploi. Ces aides sont conçues comme des transferts de dernier recours pour des bénéficiaires (1) qui sont en principe capables de travailler, à la différence d'aides spécifiques aux personnes âgées (Minimum vieillesse), (2) qui n'ont pas droit aux allocations contributives (allocation chômage), car n'ayant pas assez cotisé ou ayant épuisé leurs droits, ni à l'Allocation de Solidarité Spécifique (ASS, transfert octroyé pour deux ans et sous certaines conditions, notamment de ressources, après fin des droits à l'allocation chômage)²². Le RMI (tout comme le RSA) est éventuellement complété par des aides au logement qui peuvent représenter jusqu'à un tiers des ressources de ceux n'ayant aucun revenu personnel²³. Le Revenu de Solidarité Active (RSA) a été mis en place en 2009 après plusieurs années de débat autour du Revenu Minimum d'Insertion (RMI) concernant à la fois ses effets redistributifs et incitatifs²⁴. En particulier, le RMI a longtemps été accusé de générer des « trappes à inactivité » en réduisant considérablement les gains nets au travail pour les ménages à bas salaires. En écho à ce débat, diverses réformes avaient déjà introduit et étendu la période d'intéressement durant laquelle le RMI et les revenus du travail pouvaient être partiellement cumulés²⁵. La Prime pour l'Emploi a aussi permis de rehausser les revenus du travail pour des travailleurs à bas salaire et d'augmenter l'écart entre revenu hors emploi et revenu en emploi (voir Bargain et Terraz 2003). Depuis 2010, la réforme du RSA a permis de pérenniser le cumul des transferts sociaux et des revenus du travail. Il est maintenant possible, pour un ménage éligible, de toucher

21. Pour un bilan détaillé sur le RMI, voir Lelièvre et Nauze-Fichet (2008).

22. Comme indiqué plus haut, d'autres minima sociaux existent pour certains groupes démographiques, notamment l'API, une version légèrement plus généreuse du RMI pour les parents isolés dont le plus jeune enfant a moins de trois ans.

23. En plus, les allocataires du RMI/RSA sont exemptés de la Taxe d'Habitation et peuvent recevoir la Couverture Médicale Universelle ainsi que d'autres avantages en nature. Sur les droits connexes et leur impact sur les gains au travail, voir Anne et L'Horty (2002).

24. Tout comme le débat sur les crédits d'impôt au Royaume-Uni (voir Blundell et al. 2000), la réforme du RSA a été justifiée par un souci d'équité (rendre le travail payant), d'incitation au retour à l'emploi et le désir de rationaliser les différents instruments redistributifs préexistants (Mongin 2008).

25. Voir Hagneré et Trannoy (2001) pour une évaluation empirique. Voir également Gauthier (2008) pour une analyse théorique originale.

l'équivalent du RSA plein moins 38 % des revenus du travail, ceci de façon permanente. Le RMI/RSA est calculé comme un complément A (aide sociale) du revenu Y d'un ménage selon la formule :

$$A = \max(0; B(n) - t.Y)$$

Le montant maximum B(n) dépend de la structure familiale (conjoint, nombre d'enfants). Le revenu Y agrège tous les revenus des membres du ménage, nets d'impôt et de cotisations sociales, et inclut les autres aides sociales et familiales, à l'exception des allocations logement qui n'entrent ici que sous la forme d'un forfait logement, représentant entre 12 et 17 % de B(n). Dans le régime RMI avant 1997, le taux t était de 100 %. Avec les mesures dites d'intéressement et notamment la loi Aubry de 1998, le taux t a été abaissé pour une durée d'un an pour permettre un cumul partiel du RMI et des revenus du travail (i.e ramené à 0 pendant 3 mois puis 50 % pendant 9 mois). La réforme du RSA a permis de pérenniser cet effet incitatif en fixant indéfiniment le taux t à 38 %, de sorte qu'un allocataire du RSA reprenant un travail rémunéré en dessous de B(n)/38 % peut cumuler ses revenus du travail et une partie du RSA de façon illimitée dans le temps. En simplifiant, disons que le nouveau système distingue le RSA socle pour les personnes inactives (donc correspondant à l'ancien RMI) et le RSA activité (pour ceux en activité et cumulant salaire et RSA). La réforme du RSA n'agit pas seulement sur le levier financier ; elle cherche également à améliorer le processus d'accompagnement et d'orientation vers l'emploi, en donnant la priorité à celui-ci sur l'accompagnement social. Il s'agit donc d'une politique d'activation. En effet, l'un des objectifs de la réforme du RSA était de mieux individualiser et différencier les parcours d'insertion. Les bénéficiaires ayant les revenus d'activité les plus faibles (entrant dans le champ des « droits et devoirs ») doivent être orientés en priorité vers Pôle emploi ou un autre organisme du service public de l'emploi. En cas de difficulté faisant obstacle temporairement à un engagement en faveur d'une insertion professionnelle, les bénéficiaires sont orientés vers un organisme compétent en matière d'insertion sociale (conseil général, centres communaux d'action sociale, associations d'insertion, etc.). La loi généralisant le RSA formalise également la fonction de « référent unique », qui doit organiser l'accompagnement du bénéficiaire. Pour autant, selon Arnold et Rochut (2013), qui exploitent l'enquête quantitative de la Dares auprès des bénéficiaires et éligibles au RSA réalisée en 2011, « les bénéficiaires du RSA perçoivent généralement peu de différence avec le RMI ou l'API [en matière d'accompagnement] ».

1.C Annexe : Champ

Nous ciblons notre étude sur les jeunes de nationalité française sans enfant autour de 25 ans (20-30 ans) en privilégiant les personnes avec peu ou pas de diplôme, c'est-à-dire les plus susceptibles de réagir aux incitations financières et notamment à l'effet du RMI et du RSA sur le gain net du travail, comme indiqué plus haut²⁶. Nous nous concentrons sur deux groupes en particulier : (1) les personnes n'ayant aucun diplôme sauf éventuellement le BEPC, et ayant éventuellement été présentes au lycée mais sans obtenir de diplôme (« au mieux le BEPC ») et (2) la catégorie précédente à laquelle on ajoute les personnes ayant obtenu un CAP ou BEP (« au mieux un CAP/BEP »). Nous élargissons ensuite le champ aux autres niveaux d'éducation.

Nous sélectionnons donc les célibataires, vivant seuls ou avec leurs parents²⁷. La motivation principale est le fait que la majorité des jeunes allocataires du RMI/RSA sont des célibataires sans enfant. À titre de comparaison, nous regardons aussi tous les individus sans enfant, seuls ou en couple.

Enfin, en France, dans les générations concernées, il y a sensiblement moins de femmes peu diplômées, c'est-à-dire entrant dans les catégories définies ci-dessus. De surcroît, la proportion de femmes âgées de 25 ans et ayant un enfant est beaucoup plus élevée que pour les hommes²⁸. En conséquence, des résultats portant sur les femmes uniquement seraient moins robustes étant donnés les échantillons plus restreints. Nous présentons donc nos résultats pour les hommes et les femmes réunis. Les résultats sur les hommes seuls sont qualitativement similaires (voir annexe 1.E).

Les résultats sont nécessairement moins marqués lorsqu'on intègre les couples. D'une part, la prise de décision d'offre de travail jointe dans les couples est plus compliquée et donne des effets moins nets que pour les célibataires. D'autre part, plusieurs cas de figure existent : (i) le montant de RMI/RSA est plus faible pour celui qui décide d'arrêter de travailler à 25 ans si l'autre travaille déjà ; (ii) dans le cas du RSA, l'un peut même arrêter de travailler pour que le revenu de l'autre soit complété par le RSA ; (iii) l'éventuelle discontinuité touche seulement les couples où l'un atteint 25 ans et l'autre a moins de 25 ans. Il est difficile de regarder ces différents cas séparément et donc d'en tirer des enseignements à partir des données du recensement. C'est pour ces raisons que notre étude s'est concentrée sur les célibataires, pour lesquels les effets attendus sont clairement établis.

26. Nous sélectionnons uniquement les personnes ayant la nationalité française et n'étant pas étudiantes au moment de l'enquête, pour être sûr qu'ils peuvent être éligibles au RMI/RSA.

27. Bargain et Doorley (2011) retiennent le champ des célibataires vivant seuls. Ceci peut sembler trop restrictif, car qu'ils vivent seuls ou non, les jeunes sont soumis aux mêmes incitations socio-fiscales, i.e. ils peuvent constituer un foyer indépendant au sein du ménage formé avec leurs parents et recevoir le RMI après 25 ans.

28. Parmi les personnes sans diplôme âgées de 25 ans, 55,8 % des femmes ont et vivent avec des enfants, contre 22,4 % des hommes. Parmi ceux qui vivent seuls (célibataires), les proportions sont de 30,2 % pour les femmes et de seulement 0,8 % pour les hommes. Ceci reflète le fait que les femmes ont une probabilité beaucoup plus forte d'avoir des enfants jeunes et d'être parents isolés (Davie et Mazuy 2010).

1.D Annexe : Représentativité de l'enquête annuelle de recensement (EAR) depuis 2004

Depuis 2004, les enquêtes annuelles de recensement (EAR) ont pris le relais des recensements exhaustifs (le dernier recensement exhaustif date de 1999 : il servait de base à l'étude de Bargain et Doorley 2011). Dans le cadre des EAR, la méthodologie d'enquête diffère selon la taille des communes. Un cinquième des communes de moins de 10 000 habitants réalisent chaque année une enquête de recensement portant sur toute leur population, de sorte qu'au bout d'une période de cinq ans, toutes les communes de moins de 10 000 habitants auront recensé l'ensemble de leurs habitants. Les communes de 10 000 habitants ou plus réalisent tous les ans une enquête par sondage auprès d'un échantillon de logements représentant 8 % de leur population. Un logement dans une ville de moins de 10 000 habitants a donc une probabilité plus grande d'être enquêté qu'un logement dans une ville de plus de 10 000 habitants. Un système de poids (égaux à l'inverse de la probabilité de tirage) permet de tenir compte de cette différence de traitement.

Ainsi chaque année, on dispose d'un échantillon représentatif de la population des communes françaises, mais chaque logement n'est enquêté qu'au maximum tous les cinq ans. Un cycle d'EAR dure ainsi 5 ans : ce n'est qu'au bout de ce cycle que l'on peut obtenir des informations sur l'ensemble des communes françaises. Cela peut poser problème lorsque l'on souhaite obtenir des résultats annuels à partir des EAR à un niveau fin (par exemple au niveau départemental) ; ce n'est pas le cas lorsque l'on s'intéresse à des résultats annuels au niveau régional ou national (comme c'est le cas dans le présent document de travail), puisque le plan de sondage stratifié permet d'assurer leur caractère représentatif.

Toutefois, pour des raisons de difficultés de collecte, le plan de sondage n'assure pas une représentativité annuelle des personnes vivant en collectivités - foyers, résidences universitaires, maisons de retraite, etc. (celle-ci est en revanche assurée sur un cycle de 5 enquêtes). Pour cette raison, nous retenons dans ce document de travail les ménages dits « ordinaires », c'est-à-dire ceux qui vivent en dehors des collectivités.

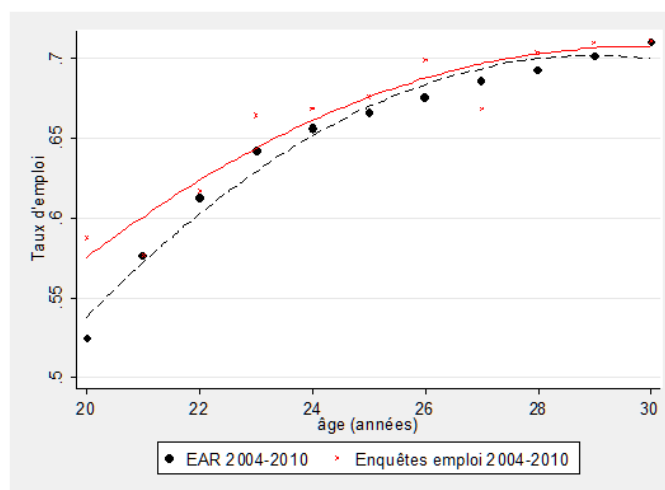
Par ailleurs, dans le cadre de ce document de travail, nous utilisons principalement des variables relatives à l'emploi. La formulation des questions relatives à l'emploi et au chômage a été révisée dans les EAR (par rapport aux recensements exhaustifs) pour se rapprocher de celles qui permettent d'établir le statut d'activité au sens du BIT dans les enquêtes emploi en continu (EEC)²⁹. Toutefois, un certain écart demeure entre les chiffres issus des EAR et des EEC, qui se traduit par exemple par un différentiel entre le taux d'emploi moyen calculé dans ces deux sources. Dans ce domaine, il est conseillé de raisonner, comme pour les recensements précédents, en structure ou en positionnement relatif, aussi bien à une date donnée qu'en évolu-

29. Plus exactement, la variable que nous avons retenue, intitulée *SITRAV_X*, correspond au fait de travailler ou non (y compris apprentissage) au moment de l'enquête.

tion. C'est l'approche que nous retenons dans ce document de travail, puisque nous comparons les taux d'emploi des jeunes de différents âges. Le graphique 1.6 compare les taux d'emploi par âge issus des enquêtes emploi d'une part et des enquêtes annuelles de recensement d'autre part, entre 2004 et 2010. Ils sont calculés pour les jeunes de 20 à 30 ans, diplômés au maximum du BEP/CAP, hors étudiants. Les taux d'emploi issus des enquêtes emploi sont systématiquement supérieurs à ceux issus des EAR, mais cet écart est très faible à partir de 22 ans. Par ailleurs, les taux d'emploi calculés avec les enquêtes emploi sont assez bruités, reflet de leur taille d'échantillon plus faible, ce qui rendrait leur utilisation problématique dans le cadre d'une étude utilisant la méthode de régression sur les discontinuités.

Enfin, plusieurs concepts d'âge sont disponibles dans les EAR (âge atteint au cours de l'année et âge révolu). Nous utilisons l'âge révolu au moment de l'enquête.

Graphique 1.6 – Taux d'emploi : comparaison entre les EAR et l'enquête Emploi

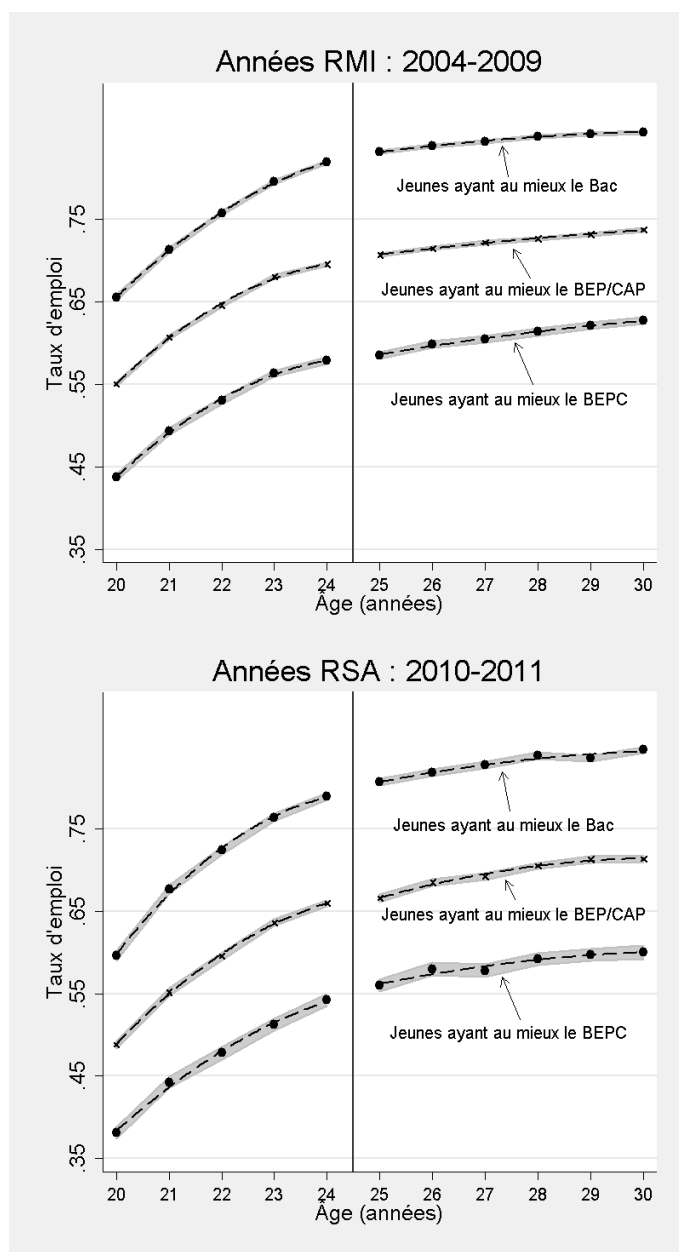


Note : les courbes en traits pointillés et pleins représentent la relation obtenue entre le taux d'emploi et l'âge en régressant le taux d'emploi sur l'âge (en niveau et au carré), respectivement dans les EAR et les enquêtes Emploi. Champ : jeunes de 20 à 30 ans, diplômés au maximum du BEP/CAP, hors étudiants ; pour les enquêtes Emploi, seuls les premier et quatrième trimestres d'enquête sont inclus, pour se rapprocher de la période d'enquête des EAR (centrée sur le mois de janvier de chaque année).

1.E Annexe : Résultats complémentaires

1.E.1 Résultats sur les jeunes en couple et avec enfants

Graphique 1.7 – Taux d'emploi avant et après 25 ans, années RMI vs. années RSA (sans enfant)

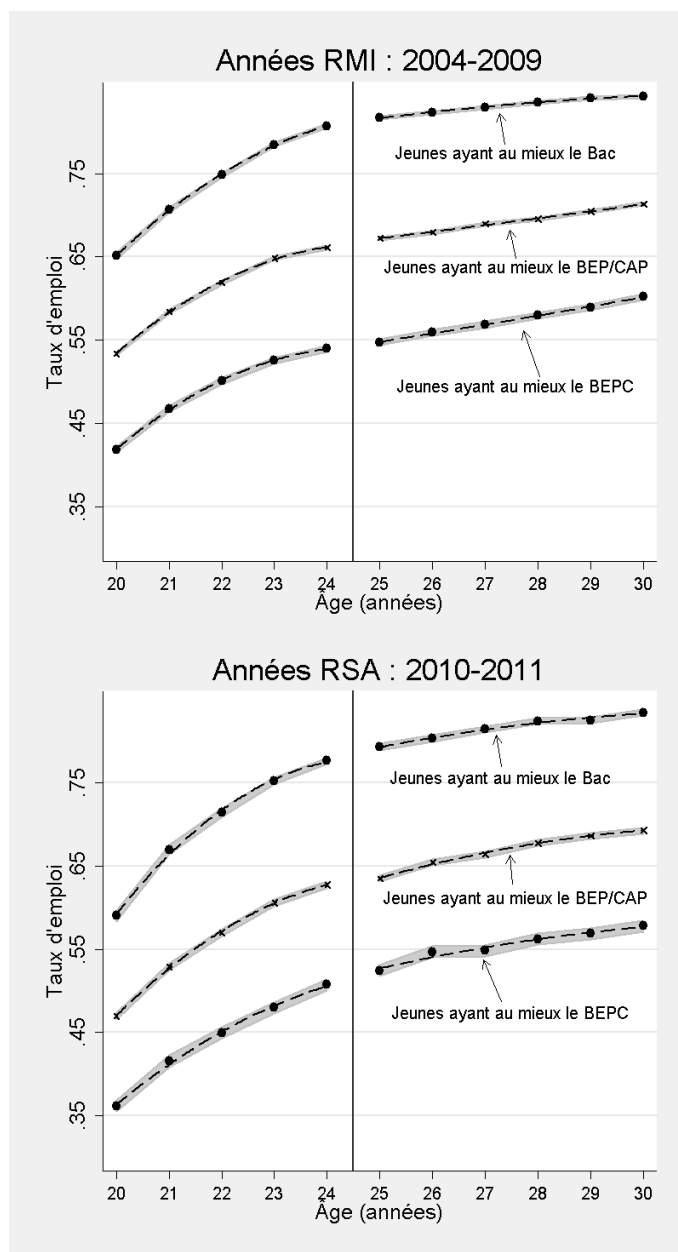


Note : Les courbes en pointillés correspondent à une régression du taux d'emploi sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.

Champ : jeunes sans enfant, célibataires ou en couple.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

Graphique 1.8 – Taux d'emploi avant et après 25 ans, années RMI vs. années RSA (tous types familiaux)



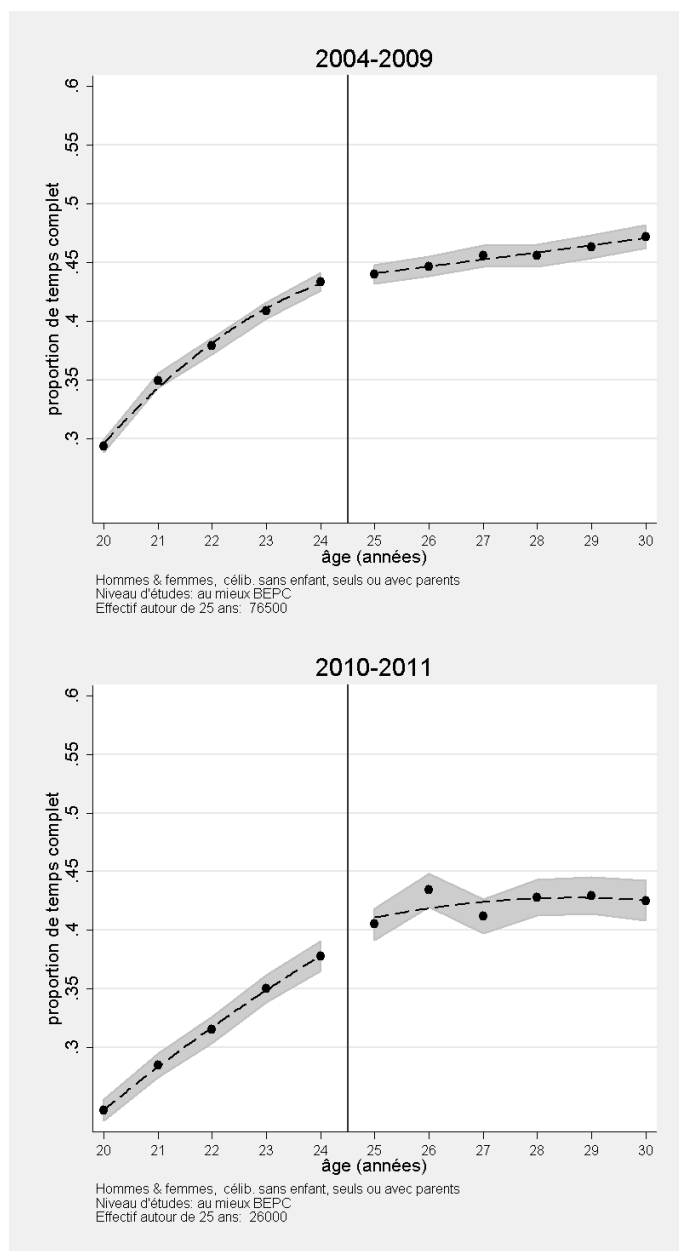
Note : Les courbes en pointillés correspondent à une régression du taux d'emploi sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.

Champ : jeunes avec ou sans enfant(s), célibataires ou en couple.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

1.E.2 Résultats sur la proportion d'emplois à temps complet

Graphique 1.9 – Proportion de personnes employées à temps complet parmi les jeunes célibataires ayant au mieux le BEPC, avant et après 25 ans



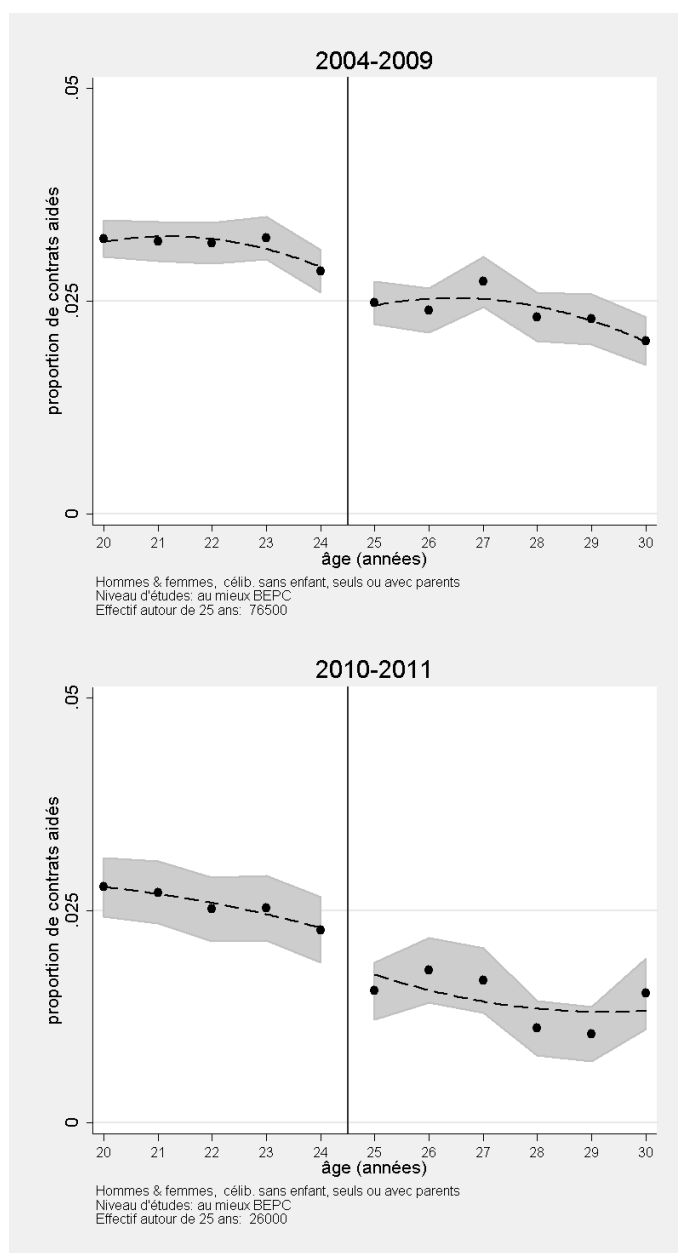
Note : Les courbes en pointillés correspondent à une régression du taux d'emploi sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.

Champ : célibataires sans enfant, vivant seuls ou avec leurs parents, ayant au mieux le BEPC.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

1.E.3 Absence d'autres discontinuités à 25 ans

Graphique 1.10 – Taux d'emploi en contrats aidés (hors apprentissage)

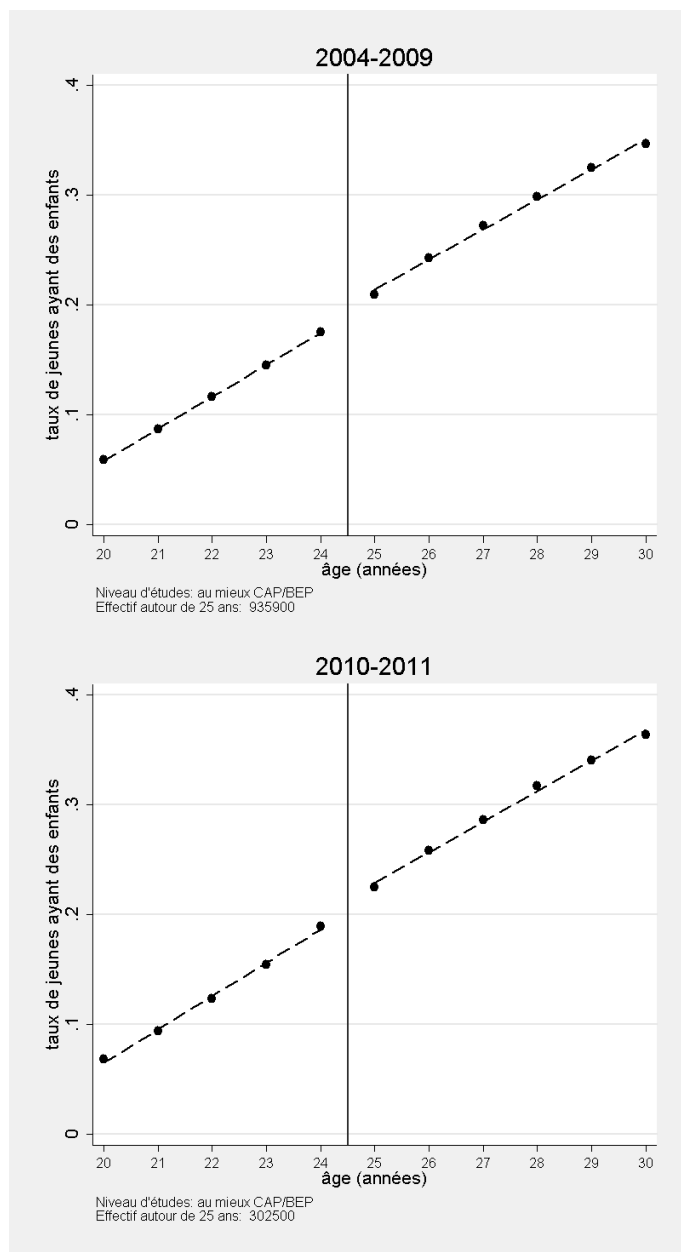


Note : Les courbes en pointillés correspondent à une régression du taux d'emploi sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.

Champ : célibataires sans enfant, vivant seuls ou avec leurs parents, ayant au mieux le BEPC.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

Graphique 1.11 – Proportion de jeunes ayant des enfants



Note : Les courbes en pointillés correspondent à une régression du taux d'emploi sur l'âge et l'âge au carré, de part et d'autre de 25 ans.

Champ : célibataires sans enfant, vivant seuls ou avec leurs parents, ayant au mieux le BEP/CAP.

Source : Enquêtes annuelles de recensement ; calcul des auteurs.

1.F Annexe : Tests de robustesse

Cette annexe présente brièvement les tests de robustesse que nous avons réalisés afin de nous assurer de l'invariabilité des principaux résultats de ce chapitre à divers paramètres de modélisation. Le tableau 1.2 montre déjà que les résultats des régressions par discontinuité sont peu sensibles à la forme fonctionnelle retenue pour l'effet de l'âge sur l'emploi (quadratique, cubique, splines linéaires et quadratiques). Nous effectuons ici deux autres tests qui attestent de la robustesse de nos résultats. Le premier consiste à faire varier la « fenêtre d'observation » autour de la discontinuité qui nous intéresse (25 ans) : nous effectuons donc l'analyse sur les jeunes de 18 à 31 ans, de 20 à 30 ans (i.e. la fenêtre retenue dans la modélisation principale), et de 22 à 27 ans (tableau 1.6). Les estimateurs ponctuels demeurent dans le même intervalle que dans l'estimation principale, c'est-à-dire entre -1,0 et -4,1. Les effets ne sont plus significatifs quand l'échantillon se réduit du fait d'un intervalle plus petit (22-27 ans).

Le second test consiste à introduire un effet année pour contrôler de la conjoncture courante (tableau 1.5).

Tableau 1.5 – Effet du RMI et du RSA sur le taux d'emploi : effets cohorte et effets années

	BEPC au mieux					
	2004-09		2004-09		2004-09	
Effet cohorte	Non		Oui		Non	
Effet année	Non		Non		Oui	
Quadratique	-0,035	***	-0,029	***	-0,035	***
	(0,009)		(0,009)		(0,006)	
Cubique	-0,019		-0,020	*	-0,019	**
	(0,012)		(0,011)		(0,008)	
Spline linéaire	-0,020	**	-0,017	*	-0,019	***
	(0,010)		(0,009)		(0,007)	
Spline quadratique	-0,016		-0,019	*	-0,016	*
	(0,014)		(0,011)		(0,009)	

Note : Niveau de significativité statistique de 1%, 5%, 10% indiqué respectivement par ***, ** et *; le tableau représente la valeur estimée du coefficient β_1 du modèle pour différentes spécifications de la fonction $\delta(\cdot)$.

Champ : célibataires sans enfants, ayant au mieux le BEPC

Tableau 1.6 – Effet du RMI et du RSA sur le taux d’emploi : variation de l’intervalle d’âge

Intervalle d’âge :	Fonction polynomiale de l’âge :	2004-09		2010-11		Difference	
20 - 30	Quadratique	-0,029	***	-0,005		0,024	*
		(0,009)		(0,009)		(0,013)	
	Cubique	-0,020	*	0,010		0,030	*
		(0,011)		(0,012)		(0,016)	
	Spline linéaire	-0,017	*	0,012		0,029	**
		(0,009)		(0,010)		(0,014)	
	Spline quadratique	-0,019	*	0,011		0,030	*
		(0,011)		(0,014)		(0,018)	
18 - 31	Quadratique	-0,041	***	-0,025	**	0,015	
		(0,009)		(0,012)		(0,015)	
	Cubique	-0,017	*	0,015		0,032	**
		(0,009)		(0,010)		(0,013)	
	Spline linéaire	-0,028	***	-0,010		0,018	
		(0,010)		(0,017)		(0,020)	
	Spline quadratique	-0,010		0,022	**	0,033	**
		(0,010)		(0,011)		(0,015)	
22 - 27	Quadratique	-0,020	**	0,007		0,027	
		(0,010)		(0,014)		(0,017)	
	Cubique	-0,026		0,003		0,029	
		(0,016)		(0,017)		(0,023)	
	Spline linéaire	-0,014		0,020		0,033	**
		(0,011)		(0,012)		(0,016)	
	Spline quadratique	-0,025		-0,002		0,023	
		(0,016)		(0,021)		(0,026)	
	Effet cohorte	Oui		Non			

Note : Niveau de significativité statistique de 1%, 5%, 10% indiqué respectivement par ***, ** et *; le tableau représente la valeur estimée du coefficient β_1 du modèle pour différentes spécifications de la fonction $\delta(\cdot)$.

Champ : célibataires sans enfants, ayant au mieux le BEPC

Chapitre 2

Accompagner les jeunes chômeurs peu diplômés en leur octroyant une allocation est-il efficace ? Les enseignements d'une expérimentation aléatoire

Ce chapitre a été co-écrit avec Romain Aeberhardt, Vera Chiodi, Bruno Crépon et Mathilde Gaini. L'expérimentation et l'évaluation du revenu contractualisé d'autonomie ont été financées par le Fonds d'expérimentation pour la jeunesse (FEJ) du ministère des sports, de la jeunesse, de l'éducation populaire et de la vie associative.

2.1 Introduction

Beaucoup de jeunes entrent sur le marché du travail avec des niveaux de qualification très faibles et une méconnaissance presque complète du marché du travail. Leur employabilité est réduite et leur participation au marché du travail reste durablement précaire. Trouver la bonne façon d'accroître le capital humain de ces jeunes, les assister dans l'élaboration et la mise en œuvre d'un projet professionnel est perçu par les pouvoirs publics comme un des moyens de développer leur employabilité et d'améliorer leur insertion (Quintini, Martin et Martin 2007). La conception d'interventions adaptées qui soient efficaces et attractives ne va pourtant pas de soi. Le programme évalué dans ce chapitre, via une expérimentation randomisée sur l'ensemble du territoire français, vise à activer un levier jusque là peu mobilisé, en proposant à des jeunes peu qualifiés une allocation mensuelle tant qu'ils s'investissent activement dans leur programme d'accompagnement.

De très nombreux programmes ont été mis en place dans les principaux pays

développés pour aider les jeunes peu qualifiés à s'insérer durablement sur le marché du travail, en mettant tour à tour l'accent sur différents leviers : remise à niveau générale, formation spécifique (diplômante ou non), aide à la recherche d'emploi, insertion professionnelle via des stages, emplois aidés... Quel que soit le levier mobilisé, ces programmes ont au mieux un effet positif à très court-terme, mais ils ne conduisent pas à l'accumulation de gains d'expérience suffisants pour améliorer durablement leur situation en emploi¹. Cette absence d'efficacité contraste avec les performances des programmes destinés à d'autres populations - jeunes diplômés ou travailleurs licenciés par exemple - qui permettent généralement d'apporter une aide significative au public ciblé².

Comment expliquer l'inefficacité des programmes d'aide destinés aux jeunes peu qualifiés ? Même s'il n'existe pas d'explication consensuelle, un argument souvent avancé serait qu'une majorité de ces jeunes s'investiraient peu dans les programmes qui leur sont proposés, parce qu'ils les jugent peu adaptés à leurs besoins, ou qu'ils ne perçoivent pas l'intérêt de s'investir à moyen terme dans une formation ou l'amélioration de leurs compétences³.

Les quelques résultats empiriques dont on dispose tendent à montrer que les programmes d'accompagnement souffrent d'un déficit d'attractivité, ce qui se traduit par des taux de participation faibles et des taux d'abandon élevés⁴. Ce problème de

1. De nombreux programmes ont notamment été évalués via des expérimentations randomisées, ce qui permet d'avoir une connaissance fine et fiable de leurs effets. La revue de LaLonde (2003) donne un tour d'horizon des programmes américains, tandis que Heckman, Lalonde et al. (1999) et la méta-analyse de Card et al. (2010) proposent une revue plus générale. Le programme américain Job Corps est l'un des seuls à avoir obtenu un impact positif substantiel, même s'il est peu durable et que son rapport coûts/bénéfices semble élevé (Schochet et al. 2008). En France, deux programmes nationaux sont également très intensifs et coûteux : le programme Epide (Établissement public d'insertion de la Défense) ou celui des Écoles de la deuxième chance. L'expérimentation du RCA analysé dans ce chapitre repose sur un programme d'accompagnement moins intensif, plus représentatif des programmes généralement proposés aux jeunes peu qualifiés dans les principaux pays développés. Enfin, deux analyses récentes indiquent que les programmes destinés à des jeunes en difficulté et leur donnant accès à des jobs d'été n'améliorent pas leurs perspectives d'emploi ou de formation, mais réduisent significativement leur niveau de criminalité, d'incarcération et de mortalité (Gelber et al. (2014) analysent le *New York City's Summer Youth Employment Program*, et Heller (2014) un programme similaire à Chicago).

2. Pour autant, les bénéfices tirés de ces programmes sont souvent temporaires, et pourraient se faire au détriment des travailleurs non soutenus par ces programmes (voir par exemple Crépon et al. (2013)).

3. Voir par exemple LaLonde (2003). Ivry et Doolittle (2003) indiquent notamment : *"the mixed results from studies of existing youth programs can be explained largely by the underenrollment of key subgroups of young people, inconsistent participation among enrollees, and high rates of attrition. Many of the young people who could benefit most from program services do not enroll at all, and a large proportion of those served do not participate long enough to earn education credentials, improve their work readiness and life management skills, and acquire the technical skills needed to compete effectively in the job market"*. Lerman (2002) note quant à lui : *"youth may not succeed because of inadequate positive reinforcement from family and friends"*.

4. Heckman, Hohmann et al. (2000) documentent que les taux de participation aux programmes d'accompagnement sont souvent faibles, et Behaghel, Crépon et al. (2014) montrent que moins de 50% des assignés à des programmes d'accompagnement renforcés en France les intègrent effec-

manque d'investissement dans le programme d'accompagnement (en termes économiques : une faible demande pour des investissements d'employabilité), est particulièrement prégnant pour les jeunes peu qualifiés. Ceux-ci sont souvent méfiants et éloignés des institutions publiques, ont des difficultés à se projeter dans l'avenir et ont pour nombre d'entre eux déjà connu une expérience de rupture en ayant quitté l'école sans diplôme.

Sur le plan théorique, les modèles d'accumulation de capital humain et ceux issus de l'économie comportementale ont identifié plusieurs facteurs potentiels susceptibles d'affecter la demande pour les investissements d'employabilité. D'abord, Heckman, Lalonde et al. (1999) proposent un modèle prenant en compte l'ensemble des interventions destinées à améliorer l'employabilité, et mettent en avant le rôle du coût d'opportunité et du rendement attendu, en termes de productivité perçue de la recherche d'emploi, de rémunération ou de stabilité anticipées des emplois⁵. Ils mettent aussi en avant le rôle central des contraintes de crédit dans la décision d'investissement. Dans ce cadre, verser une allocation à un jeune contraint financièrement ne permet pas uniquement d'augmenter sa motivation à s'investir dans le programme, mais lui permet aussi de lever les contraintes de crédit qu'il rencontre (par exemple en passant le permis de conduire qui est très coûteux en France). Ensuite, Babcock et al. 2012 résument les enseignements de modèles d'économie comportementale en matière d'investissements d'employabilité. Premièrement, le rendement perçu de ces investissements joue un rôle central mais qu'il est très difficile d'estimer correctement⁶. Deuxièmement, la difficulté à opérer un choix d'orientation ajoute un degré de complexité supplémentaire par rapport à l'évaluation des rendements d'une formation. Troisièmement, l'existence de préférences inter-temporelles biaisées en faveur du présent peut aussi constituer un déterminant central de la demande. Les jeunes peuvent ainsi privilégier systématiquement des emplois précaires peu rémunérateurs mais faciles à obtenir en reportant les investissements en capital humain à une date ultérieure. Enfin, la littérature récente sur le rôle des traits psychologiques en matière de réussite sur le marché du travail présente des résultats intéressants. Notamment, le *locus of control* (LOC), c'est-à-dire la croyance personnelle que ce qui arrive dans la vie est déterminé par ses propres décisions et comportements

tivement. L'étude sur le programme Job Corps de Schochet et al. (2008) rapporte une très forte dispersion de la durée passée en programme. L'évaluation du Job Training Partnership Act (JTPA) de 1982 par Bloom et al. (1997) mentionne un taux de participation de deux tiers des assignés seulement. Enfin, Black et al. (2003) montrent même qu'assigner des demandeurs d'emploi à ce type de programmes les conduit à accélérer leur sortie vers l'emploi pour éviter d'y être enrôlés. La littérature a également montré que la question du caractère obligatoire ou non de la participation jouait un rôle central dans l'impact moyen des programmes d'accompagnement vers l'emploi des bénéficiaires de l'aide sociale (voir entre autre les études portant sur les programmes WIN et GAIN dans Moffitt (1992) et Gueron (1990)).

5. Cunha et al. (2006) mettent aussi en avant l'existence de complémentarités entre les investissements en capital humains effectués dans l'enfance et au début de l'âge adulte et soulignent de ce fait le faible rendement attendu des programmes de remédiation tels que ceux que l'on considère ici.

6. Un tel phénomène est confirmé empiriquement par Spinnewijn (2015) qui montre qu'en effet les demandeurs d'emploi tendent à sous-estimer les rendements de l'activité de recherche d'emploi.

(LOC dit interne) ou par des facteurs extérieurs (LOC dit externe), joue un rôle particulier. Les jeunes peu qualifiés pourraient plus souvent avoir un LOC externe, qui amoindrirait leur motivation à s'investir dans les programmes proposés ⁷.

Ainsi, l'une des questions ouvertes de la littérature est de savoir si des incitations monétaires sont en mesure de renforcer l'investissement des jeunes dans leur programme d'accompagnement, alors même que leur motivation initiale est faible. Cela pourrait permettre de renforcer l'efficacité des programmes d'accompagnement leur étant destinés. Dans ce chapitre, on présente les résultats d'une expérience randomisée menée en France et destinée à éclairer cette question. Plus précisément, nous posons la question de savoir si la participation et l'adhésion au programme national destiné à développer l'employabilité des jeunes peu qualifiés (Civis, voir ci-dessous) sont renforcées par un système de transfert conditionnel, et, le cas échéant, si cela permet d'améliorer l'efficacité de ce programme (effort de recherche d'emploi et reprise de formation à court terme, taux et qualité des emplois à moyen terme).

Concrètement, les jeunes faisant l'objet de l'intervention sont issus d'une population ayant des perspectives très dégradées d'insertion sur le marché du travail. Ils ont le plus souvent connu une scolarité chaotique marquée par de multiples abandons ou échecs ; ils vivent pour la plupart d'entre eux dans un environnement social et géographique peu favorable à leur intégration, comme celui qu'offrent les banlieues enclavées des grandes villes.

Ces jeunes, lorsqu'ils ne sont ni en emploi, ni dans le système scolaire, ni en formation (*Not In Employment, Education or Training* ou NEET selon l'acronyme anglais), se voient habituellement proposer un programme national d'insertion appelé "Contrat d'Insertion dans la Vie Sociale" ou Civis (appelé dorénavant le "*programme standard*"), marqué par une faible adhésion et un fort taux d'abandon. L'expérimentation consiste à proposer à près de 3000 d'entre eux de s'inscrire dans un nouveau programme "Revenu Contractualisé d'Autonomie" (appelé dorénavant le "*programme expérimental*") au contenu identique au programme standard mais octroyant une allocation versée mensuellement. Le montant de l'allocation est de 250 euros par mois durant la première année ⁸, puis baisse progressivement durant la deuxième année (240 euros au 1^{er} trimestre jusqu'à 60 euros au 4^e trimestre).

L'allocation est versée tant que le jeune s'investit dans son programme d'accompagnement : présence aux entretiens et accomplissement des actions prévues dans le cadre du programme. L'éventuelle décision d'interruption du versement de l'allocation est prise par le conseiller du jeune, en lien avec la direction de la mission locale.

7. Voir Cobb-Clark [2014] pour une revue de littérature sur le *locus of control* et ses effets sur le marché du travail. De ce point de vue, nous mesurons dans l'une de nos enquêtes le *locus of control* des jeunes participant à l'expérimentation.

8. Ce montant de 250 euros représente en 2011 15 % du niveau de vie médian français, 23 % du salaire minimum net (Smic), et 54 % du revenu minimum (RSA), que les jeunes ne peuvent percevoir qu'à partir de 25 ans. Il s'agit néanmoins d'un maximum du fait que le programme incorpore une règle de cumul partiel : les transferts effectués diminuent avec les revenus d'activité. Le taux de taxe implicite associé à cette règle est de 24 %.

A notre connaissance, ce type d'allocation, inspiré des *Conditional Cash Transfer* ou CCT⁹, a été utilisé dans le cadre de programmes intensifs (comme Job Corps aux États-Unis ou EPIDE en France), mais pas dans le cadre des programmes plus répandus et moins intensifs à destination des jeunes, comme le Civis ou l'équivalent américain (les programmes financés dans le cadre du *WIA Youth Formula Funded Program*).

En raison du versement de l'allocation, le taux d'abandon du programme diminue drastiquement. De plus, les jeunes restent plus longtemps dans le programme et ont davantage d'entretiens avec les conseillers : le nombre de mois passés en programme passe en effet de 12,1 (Civis, sans allocation) à 21,7 (RCA, avec allocation) et le nombre d'entretiens total avec un conseiller de 8,1 à 14,6. Néanmoins, ce renforcement apparent de l'investissement des jeunes ne s'accompagne pas de davantage d'emplois ou de formations débutés, malgré une légère progression des propositions qui leur sont faites en termes d'offres d'emploi, d'ateliers, de formations. . . Les informations recueillies par le biais des enquêtes confirment ce résultat et n'indiquent elles aussi aucune progression des « investissements dans l'employabilité » (formations, effort de recherche d'emploi. . .).

On observe en revanche sur les six premiers mois une réduction de l'activité salariée. L'effet n'est pas considérable, il représente une réduction de l'ordre de 13 % (3 points de taux d'emploi), mais il est statistiquement significatif¹⁰. Cet effet est cohérent avec les effets désincitatifs habituellement associés aux transferts (effet revenu). Il l'est aussi avec ceux de la règle de cumul partiel (effet de substitution)¹¹. En effet, la réduction d'emploi concerne exclusivement les activités à temps complet et les activités durant le mois entier.

Un autre résultat saillant de notre étude est que les revenus des jeunes ne progressent pas de façon économiquement significative. Le transfert effectivement reçu dans le cadre du programme est d'abord amputé par la règle de cumul partiel. Mais on observe aussi une substitution avec les autres sources de revenus. Il s'agit pour l'essentiel des revenus d'activité salariée et des transferts venant des proches. Finalement les variables que nous avons collectées permettant de mesurer l'intégration sociale ne montrent aucune évolution notable si ce n'est un renforcement dans la confiance dans leur mission locale (ML), qui est l'opérateur en charge des programmes standards et expérimentaux¹².

9. Certaines expérimentations ont montré que des programmes de CCT pouvaient se révéler très efficaces, en particulier pour prolonger la scolarité de jeunes en difficulté scolaire ou provenant d'un milieu social défavorisé. Barrera-Orsorio et al. 2011 montrent par exemple que conditionner une partie des transferts à la réussite scolaire a un impact sur les résultats.

10. Cette réduction pourrait correspondre à un effet de locking-in dû à une plus grande participation au programme. C'est néanmoins peu probable du fait que le programme prévoit des entretiens espacés dans le temps et qu'il n'y a aucune évidence d'une plus grande implication dans la définition d'un parcours professionnel.

11. voir note 8.

12. Un réseau de 450 structures environ est en charge de l'accompagnement des jeunes de 16 à 25 ans peu qualifiés. Ces structures prennent la forme administrative soit de missions locales,

Au total, le versement d'une allocation a permis un renforcement de la participation des jeunes à leur programme d'accompagnement : les versements de l'allocation étant conditionnels à la participation aux entretiens, la fréquence de ceux-ci a fortement progressé. Cependant, un an comme deux ans après l'entrée en programme, le taux d'emploi des jeunes plafonne à environ 50 %, sans différence significative entre jeunes suivis en programme standard ou expérimental. Les autres effets positifs escomptés, en termes de formation, de réalisation de stages professionnels, d'effort de recherche d'emploi, *etc.*, ne se sont pas non plus manifestés, indiquant la difficulté à construire un programme d'accompagnement efficace.

La section 2.2 décrit le programme et la population des jeunes concernés. La section 2.3 présente le design de l'expérimentation ainsi que les données recueillies. La section 2.4 expose les principaux résultats portant sur la participation au programme, les investissements d'employabilité, l'emploi, les revenus et l'intégration sociale. La section 2.5 détaille les résultats sur des sous-populations de jeunes, afin de déterminer s'il existe une hétérogénéité de l'effet du programme. La section 3.6 analyse la robustesse des résultats et la section 3.7 conclut et discute des raisons qui conduisent le programme à être inefficace.

2.2 Les programmes et leur public

2.2.1 Les caractéristiques des jeunes concernés par l'expérimentation

De nombreux jeunes sortent rapidement du système scolaire avec un niveau de diplôme très faible et ils éprouvent des difficultés importantes à s'insérer sur le marché du travail. En France, l'enquête "Génération 2007" a ciblé en 2010 les jeunes ayant achevé leurs études en 2007 et décrit leur intégration sur le marché du travail. Le tableau 2.1 présente des statistiques descriptives issues de cette enquête permettant de mieux cerner la population dont cette étude fait l'objet. Il met en évidence la forte prévalence des sortants du système scolaire avec un faible niveau de qualification : 18 % des jeunes ont achevé leurs études sans diplôme et 17 % avec un diplôme du niveau collège. Il montre aussi les problèmes d'intégration sur le marché du travail : 21,7 % des jeunes ont majoritairement été au chômage (9,3 %) ou en inactivité (12,5%) au cours des trois années ayant suivi l'arrêt de leurs études¹³. Faibles niveaux de diplômes et problèmes d'intégration sont liés : 58,6 % des jeunes éprouvant des problèmes d'intégration sur le marché du travail ont un faible niveau

soit de permanences d'accueil, d'information et d'orientation (PAIO). Par commodité, nous les nommerons par la suite « missions locales » ou ML.

13. L'enquête interroge aussi les jeunes sur leur situation sur le marché du travail mois par mois de novembre 2006 à juillet 2010, distinguant un grand nombre de situations possibles, et dresse une typologie des parcours d'intégration sur le marché du travail qu'on a regroupé ici en 4 types de trajectoires.

Tableau 2.1 – Caractéristiques des jeunes accueillis par les missions locales

	Ens. de l'échantillon (1)	Insertion prof. difficile (2)	Est allé en ML (3)
A redoublé en primaire	17.5	27.7	27.1
Pas de diplôme	18.0	36.3	37.3
Brevet des collèges	17.0	22.3	26.4
Baccalauréat	23.0	17.8	21.4
Sup. au baccalauréat	42.0	23.5	15.0
A quitté l'école			
Avant ou à 16 ans	3.0	6.7	5.9
A 17 ou 18 ans	18.6	32.8	35.0
A 19 ou 20 ans	27.4	27.7	33.6
A 21 ou 22 ans	21.7	15.6	16.4
Après 22 ans	29.3	17.2	9.1
Milieu social			
Deux parents étrangers	12.1	17.8	15.7
Au moins un parent étranger	21.9	27.7	26.5
Père travaille	80.7	74.2	77.4
Père ouvrier ou employé	53.6	67.0	70.5
Habite en ZUS	8.3	12.4	12.5
Est allé au moins deux fois à la ML	20.6	41.9	100.0
Trajectoire d'emploi			
Accès direct à l'emploi stable	57.2	0.0	23.5
Accès indirect à l'emploi	12.0	0.0	20.4
Chômage durable	9.3	42.6	24.6
Inactivité	12.5	57.4	19.6
Retour en formation	9.0	0.0	11.9
# observations	24 579	5 334	5 063

Enquête Génération 2007

Grande enquête nationale représentative auprès des jeunes sortant du système éducatif en 2007. L'enquête est réalisée en 2010, trois ans après que les jeunes ont quitté le système éducatif. La colonne (1) fournit des moyennes sur l'ensemble de l'échantillon, la colonne (2) les moyennes des jeunes ayant connu principalement des périodes de chômage ou d'inactivité pendant les trois années 2007-2010, la colonne (3) des moyennes pour les jeunes qui sont allés au moins deux fois au cours des trois années.

de diplôme (colonne 2) ¹⁴.

L'assistance donnée aux jeunes de 16 à 25 ans éprouvant des difficultés d'insertion sur le marché du travail s'effectue par le biais de 450 Job Youth Centers (ML) répartis en France. 20,6 % des jeunes ayant achevé leurs études en 2007 se sont rendus au moins deux fois dans l'un de ces ML (colonne 1). La colonne 3 décrit la population des jeunes qui se sont rendus au moins deux fois au ML dans les trois ans ayant suivi la fin de leurs études. Elle montre que ce sont surtout les jeunes ayant de faibles diplômes qui se rendent dans ces ML : 63,7 % n'avaient pas de diplôme ou un diplôme de niveau collège. Ils ont quitté le système scolaire plus jeunes bien qu'ils aient aussi plus fréquemment redoublé dans le primaire que la moyenne des jeunes. Ils sont plus souvent issus de l'immigration et vivent plus fréquemment dans les quartiers sensibles.

Pour autant, les jeunes éprouvant des difficultés d'intégration sur le marché du travail n'ont pas tous recours au ML. La colonne 2 montre que seulement 41,6 % d'entre eux s'y sont rendus au moins deux fois, même si la proportion est supérieure parmi les peu diplômés. En effet, lorsque l'on se restreint à la population des jeunes ayant de faibles diplômes (inférieurs au bac) et ayant des difficultés d'insertion sur le marché du travail, 52,3 % d'entre eux se sont rendus au moins deux fois au ML. A l'inverse, quand on se restreint à la population des jeunes ayant un diplôme au moins égal au bac et ayant des difficultés d'insertion sur le marché du travail, on trouve que seuls 27,1 % d'entre eux se sont rendus au moins deux fois au ML.

2.2.2 Le programme standard : le Civis

Les ML proposent un programme d'insertion aux jeunes les plus éloignés de l'emploi : le programme *Contrat d'Insertion dans la Vie Sociale* ou Civis, que nous appelons le *programme standard*. Environ 170 000 jeunes ont intégré ce programme en 2012. Il s'agit d'un programme d'une année, renouvelable une fois ¹⁵, dont le but est d'aider ces jeunes à définir un projet professionnel (au cours des trois premiers mois) et à le mettre en œuvre ensuite. La participation prend la forme d'un contrat signé par le jeune. Des allocations d'un montant modeste peuvent être exceptionnellement octroyées pour financer des dépenses en lien avec l'insertion. Il prévoit des entretiens réguliers dont la fréquence est, en théorie, au moins mensuelle. Il est prévu si nécessaire d'avoir recours à des périodes de formation ou des stages en entreprise. Elles sont alors assurées par d'autres structures. Le programme agit

14. Cette colonne montre donc aussi de ce fait que 41,4 % des jeunes éprouvant des difficultés d'insertion sur le marché du travail ont des niveaux de diplôme plus élevés et qu'en particulier 23,5 % d'entre eux ont un diplôme de niveau supérieur au bac. Crépon et al. (2013) s'intéressent à un programme d'assistance à la recherche d'emploi s'adressant à cette population spécifique des jeunes diplômés.

15. Il peut être renouvelé davantage pour les publics les plus éloignés de l'emploi, auxquels est proposé un Civis renforcé, qui prévoit notamment davantage d'entretiens avec les conseillers des ML. Cette disposition est maintenue pour le programme expérimental, qui prévoit également le même dispositif renforcé d'accompagnement pour les jeunes les plus éloignés de l'emploi.

ainsi en théorie comme une plateforme pour orienter les jeunes vers les formations leur correspondant le mieux, des ateliers professionnels, des emplois aidés ou des stages de découverte de l'entreprise. En cas de formation ou de reprise d'emploi court, les jeunes restent inscrits dans le programme et continuent en théorie à avoir des relations avec le conseiller les prenant en charge. Les jeunes quittent le programme soit au terme du contrat (un an), soit lors de la reprise d'un emploi long d'au moins 6 mois, soit lorsque le contrat est rompu, ce qui est le cas lorsque les jeunes abandonnent le programme.

L'investissement des jeunes dans ce programme *standard* n'est pas toujours très fort ; l'expérimentation d'un revenu contractualisé d'autonomie vise justement à accroître cet investissement. Une caractéristique centrale du programme est en effet le fort taux d'abandon dont il fait l'objet : en 2011, sur l'ensemble des jeunes sortis du programmes, seul 27 % sont sortis vers un emploi durable, 15 % sont sortis car parvenus au bout de la période maximale d'accompagnement, 24 % ont abandonné et 34 % n'ont pas été renouvelés par le conseiller au bout de la fin de la première année, cette dernière situation pouvant correspondre à des abandons de fait (Dares 2014).

2.2.3 Le programme expérimental : le RCA

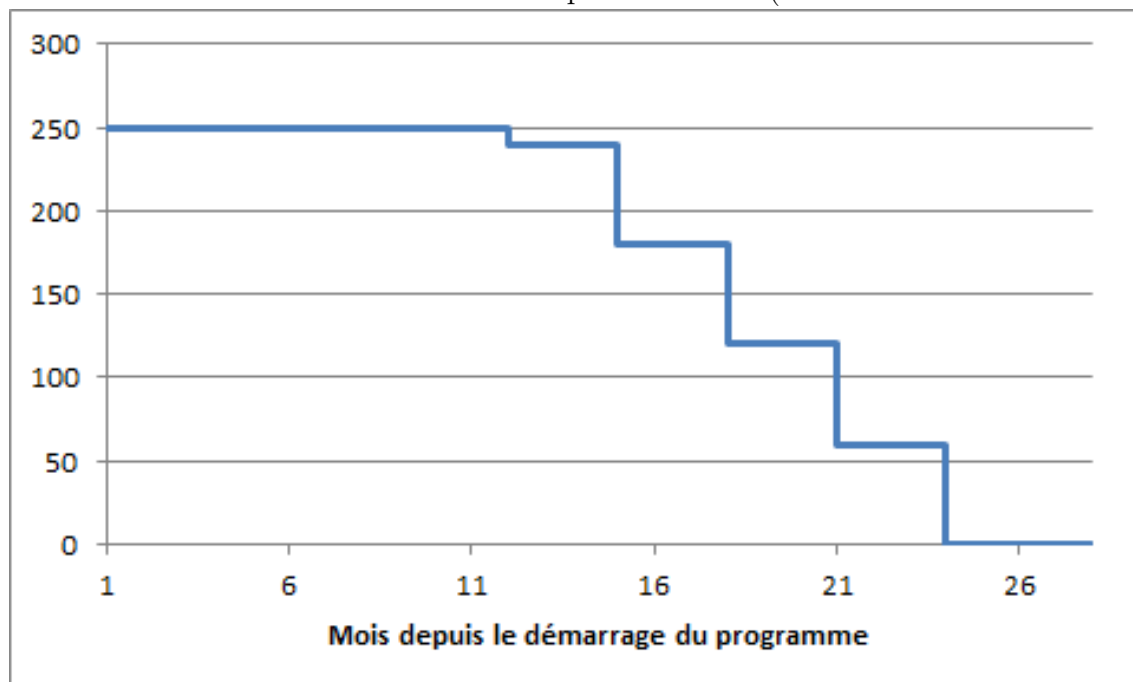
Commençons par préciser le contexte de la mise en place de ce programme expérimental, conçu par le ministère en charge de la Jeunesse. Un Fonds d'expérimentation pour la jeunesse a été lancé fin 2008 pour implémenter, à titre expérimental, des dispositifs innovants afin de répondre aux difficultés vécues par les jeunes. Dans le Livre Vert de la Jeunesse 2009, produit sous l'égide de Martin Hirsch, Haut-commissaire à la Jeunesse, l'absence d'autonomie financière des jeunes est apparue comme une préoccupation importante, d'autant qu'il n'existe pas en France, à l'inverse de nombreux autres pays, de système de revenu minimal garanti pour les jeunes¹⁶. Ce document a formulé des recommandations proposant d'expérimenter de nouvelles formes de transferts à destination des jeunes destinées à palier ce problème. Plusieurs formes étaient à l'étude : allocation mensuelle conditionnelle à la participation à un programme d'accompagnement ou dotation d'un capital disponible pour des investissements en capital humain.

Il a finalement été décidé de procéder à l'expérimentation d'une allocation mensuelle conditionnelle à la participation au programme d'accompagnement standard (Civis). Un nouveau programme a été conçu répliquant à l'identique le programme « *standard* » et ne s'en écartant que par l'attribution de moyens financiers. Le nouveau programme, appelé Revenu Contractualisé d'Autonomie ou RCA (à partir de maintenant le programme « *expérimental* ») prévoit d'attribuer un transfert de 250

16. Le système de revenu minimal garanti existant en France est celui du Revenu de Solidarité Active auquel seuls les jeunes à partir de 25 ans sont éligibles. Voir l'annexe 1.A du chapitre 1 pour une description des systèmes de minima sociaux en vigueur pour les jeunes en Europe.

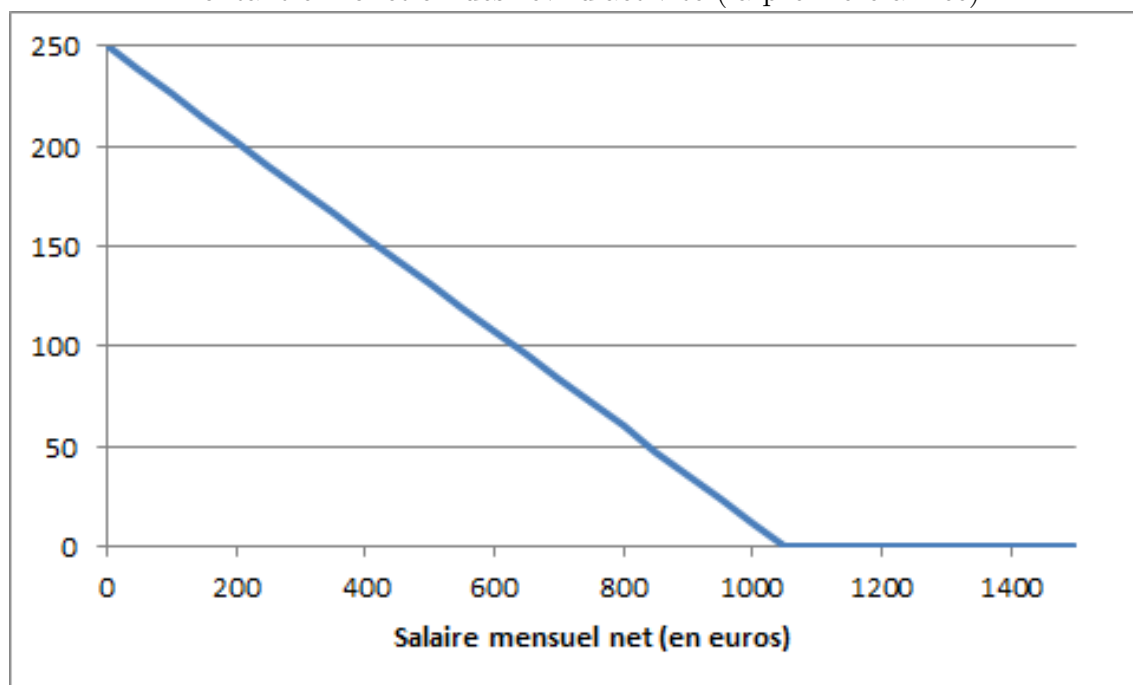
Graphique 2.1 – Montant d'allocation

Montant maximum en fonction du mois d'expérimentation (en l'absence de rev. d'activité)



(a)

Montant en fonction des rev. d'activité (la première année)



(b)

Les revenus d'activité regroupent les salaires, indemnités chômage et indemnités de formation ou d'apprentissage. Le montant de revenu d'activité auquel l'allocation s'annule correspond au salaire minimum à temps plein en 2011.

euros par mois la première année puis de montant dégressif la deuxième année (240 euros par mois au premier trimestre, 180 euros par mois au 2^e trimestre, 120 euros au 3^e et 60 euros au 4^e), totalisant un montant maximal de 4 800 euros sur deux ans (voir figure 2.1(a)). Comme le programme précédent, il prévoit l'élaboration d'un projet professionnel dans les trois mois suivant le début de l'accompagnement puis la déclinaison de ce projet par le biais de formations, d'emplois, de stages ou de recherche d'emploi adaptés à la situation du bénéficiaire.

Une caractéristique importante du programme est que les versements effectués sont conditionnels à la participation. Le nouveau programme est comme le précédent conçu comme un contrat et les versements sont associés à la participation au programme. Les conditions de rupture du contrat sont clairement formulées dans le programme : « ...*Le contrat prend fin : en cas de manquement de son bénéficiaire à ses engagements contractuels, en particulier en cas de non-présentation sans motif légitime aux rendez-vous fixés par l'opérateur chargé de l'accompagnement ou de refus sans motif légitime des offres de formation ou d'emploi proposées par le référent et correspondant au projet professionnel défini par le contrat. Dans ce cas, après avoir invité l'intéressé à fournir ses explications, le représentant légal de l'opérateur chargé de l'accompagnement du jeune procède à la rupture du contrat, dûment motivée et la notifie par courrier recommandé avec avis de réception au bénéficiaire de l'accompagnement...* »

Une autre caractéristique du programme l'éloignant substantiellement du schéma initial du Livre Vert de la Jeunesse 2009 est que l'allocation ne peut se cumuler que partiellement avec les revenus d'activité. Les transferts se réduisent proportionnellement aux revenus d'activité pour s'annuler au niveau de 1 050 € correspondant au salaire minimum du mois d'avril 2011 (voir figure 2.1 (b)). Un tel schéma implique une taxe implicite sur les revenus d'activité de $250/1050=24\%$. Un tel niveau de taxe implicite n'est pas particulièrement élevé par rapport à ce que les systèmes de transfert impliquent généralement. Le niveau de taxe implicite du Revenu de Solidarité Active, le revenu minimum français, est ainsi de 38 %. Il est d'environ 35 % pour les allocations logement, le principal système de transfert mis en place en France¹⁷. Aux États-Unis le taux de taxe implicite de l'EITC est de 21 %, mais l'AFDC avait un taux de 66 % et a été remplacé par le TANF qui avait un taux de 50 %. D'autres système de transfert ont des taux plus faibles, comme le WITB au Canada (15 %) ou plus élevé comme le WFTC au Royaume unis (55 %), récemment remplacé par le Universal Credit dont le taux de taxe implicite est de 65 %. Les revenus d'activité comprennent les salaires, les allocations chômage amis aussi les indemnités de formation. Les participants à des formations labélisées perçoivent en France une indemnité de 325 € pour les 18-25 ans. La rémunération d'un apprenti durant sa première année est de 470 €. Le taux de taxe implicite vient donc réduire les transferts dont les jeunes font l'objet lors de formation (78 €) ou de participation à un apprentissage (113 €). Il est ainsi intéressant de noter que, dans son

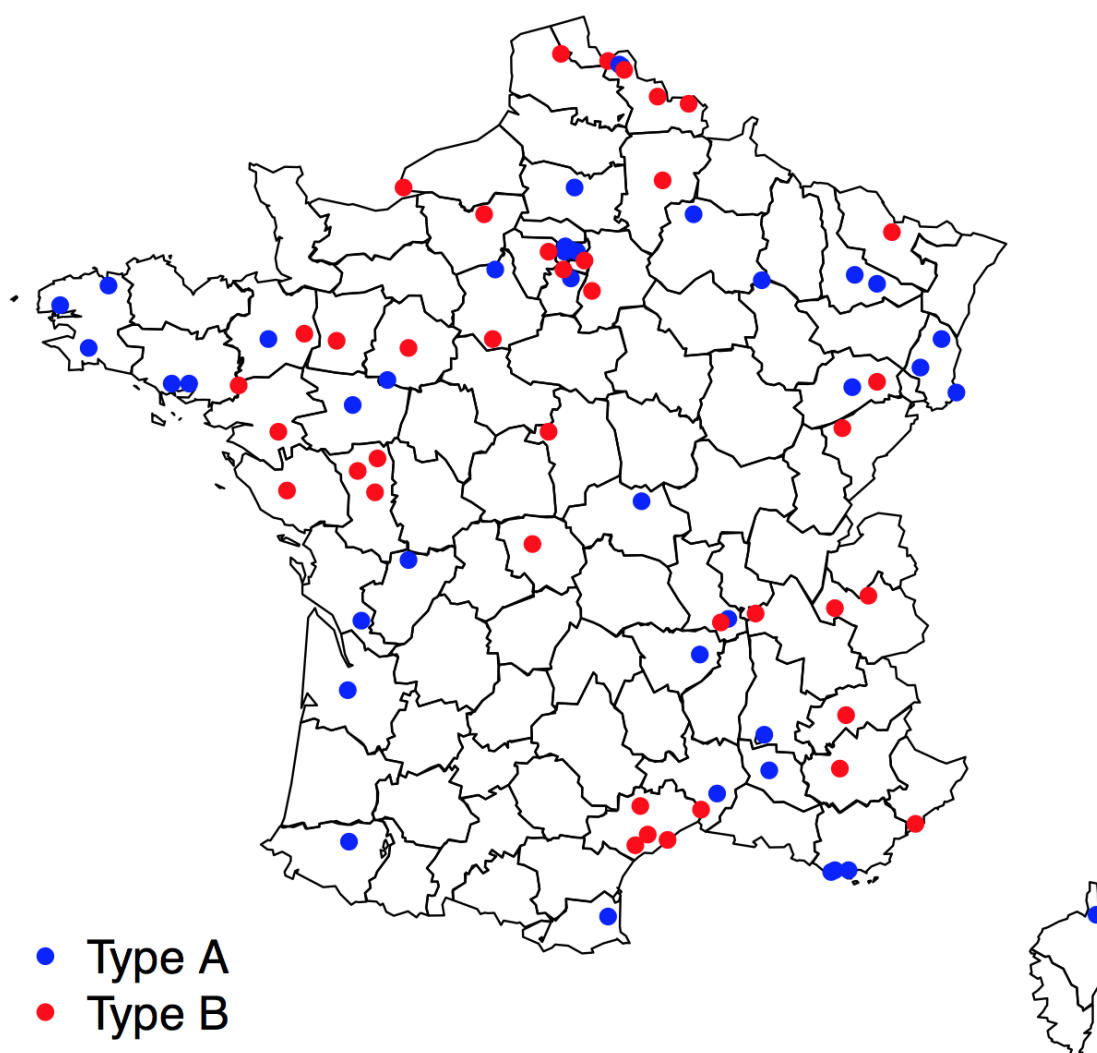
17. Les taux marginaux implicites du RSA et des allocations logement se cumulent pour de nombreux ménages à bas revenus, de sorte qu'ils connaissent un taux marginal implicite supérieur à 75 %.

application, ce dispositif va partiellement à l'encontre des idées qui ont participé à son lancement : dégager des moyens financiers conditionnellement ou venant en appui de la réalisation d'avancées dans le parcours d'insertion.

2.3 Protocole expérimental et données

2.3.1 Protocole expérimental

Graphique 2.2 – Carte des missions locales



Carte situant les missions locales sur le territoire métropolitain (les missions locales ayant participé à La Réunion ne sont pas représentées). Les points bleus identifient les missions locales de type A dans lesquelles les jeunes inscrits en mars 2011 font partie du groupe test, et les jeunes inscrits en février 2011 du groupe témoin. Les points rouges identifient les missions locales de type B dans lesquelles les jeunes inscrits en mars 2011 font partie du groupe témoin, et les jeunes inscrits en février 2011 du groupe test.

Tableau 2.2 – Tirage au sort et taux de réponse aux enquêtes

Répartition des jeunes de l'expérimentation			Taux de réponse aux enquêtes		
ML			Différentiel de tx de réponse		
Type A	Type B		#	Témoïn	
			(1)	(2)	(3)
Test	2661	1372	3413	59.3	6.0***
Témoïn	2837	1455	2310	39.5	5.3***
Total	5498	2827	Admin.	5487	4.7***

Données administratives, enquêtes midline and endline

Dans sa partie gauche, le tableau donne le nombre de jeunes dans les groupes test et témoïn et la répartition dans les ML de type A (pour laquelle les jeunes enregistrés en mars sont affectés au traitement) ou B. Dans la partie droite, le tableau fournit des informations sur les enquêtes. Le tableau donne d'abord le taux de réponse dans le le groupe témoïn, puis le taux de réponse différentiel (taux de réponse du groupe test - celui du groupe témoïn). La significativité du différentiel de taux de réponse est testée à l'aide de différents modèles : (1) sans contrôles ; (2) avec indicatrices paires de ML ; (3) en ajoutant à (2) des var. de contrôles (elles sont énumérées dans le tableau 2.13). Les écarts-types sont robustes à l'hétéroscédasticité et sont clusterés au niveau mission locale. * significatif à 10 % ; ** significatif à 5 % et de *** significatif à 1 %.

ce chapitre présente les résultats d'une expérience randomisée, dans laquelle une partie des jeunes bénéficie du programme *standard*, tandis qu'une autre partie bénéficie du programme expérimental. Le nouveau programme a été mis en œuvre pour impliquer jusqu'à 4 000 bénéficiaires. Un appel à candidature a été lancé auprès des 450 structures (missions locales) offrant le programme standard pour participer à l'expérimentation et 82 de ces structures déclarèrent être prêtes à participer. Ce nombre relativement important de bénéficiaires et de structures participantes nous a permis de concevoir un protocole d'expérimentation à même de détecter assez finement les impacts du programme.

Le protocole théoriquement le plus simple aurait consisté à tirer au sort les bénéficiaires du programme expérimental parmi les jeunes venant à la mission locale pour obtenir un contrat standard (Civis). Toutefois, pour des raisons d'équité entre les participants, le ministère en charge du programme a spécifiquement demandé à l'équipe d'évaluation de construire un protocole qui garantirait que le tirage au sort aurait lieu entre les missions locales, et non à l'intérieur de celles-ci. Le ministère craignait en fait que la sélection aléatoire soit trop visible pour les jeunes et les conseillers de ML si elle avait lieu entre les jeunes, et que de nombreux jeunes non retenus dans le groupe expérimental viennent dans ce cas se plaindre auprès de leur mission locale.

Le protocole initialement prévu par le ministère prévoyait que la moitié des 82 ML participantes mettraient en œuvre le programme expérimental, tandis que l'autre moitié continuerait dans le même temps à mettre œuvre le programme standard. Les groupes test et témoin correspondraient dans ce protocole aux jeunes souhaitant s'inscrire dans le programme standard ou expérimental à partir de la date de démarrage de l'expérimentation. Ce protocole aurait cependant posé deux problèmes majeurs pour la qualité de l'évaluation : d'abord un problème de biais de sélection, et ensuite un problème de puissance statistique insuffisante.

Considérons d'abord le problème de sélection. Dans le protocole initialement prévu, les jeunes sont sélectionnés dans les groupes test et témoin s'ils se rendent à leur mission locale pour s'inscrire dans le programme standard ou expérimental (« flux d'entrants » dans le programme). Or cette dimension n'est pas contrôlée et il est probable que les jeunes intéressés par le programme standard ne soient pas les mêmes que ceux intéressés par le programme expérimental. Après quelques temps de mise en place, on s'attend notamment à ce que les jeunes intéressés par le programme expérimental soient plus nombreux, en raison de l'allocation prévue par celui-ci qui le rend plus attractif. Pour résoudre cette difficulté, le programme n'a pas été évalué sur le « flux d'entrants » mais sur le « stock » de jeunes ayant signé un contrat en février et mars 2011.

Plus précisément, le 1^{er} avril 2011, un tirage au sort a eu lieu, qui indiquait, parmi les jeunes ayant signé un contrat standard entre le 1^{er} février et le 31 mars, ceux à qui serait proposé de signer un contrat expérimental qui remplacera leur contrat standard (groupe test), et ceux qui resteraient avec leur contrat standard

(groupe témoin)¹⁸. Ainsi, l'assignement au traitement est bien aléatoire, puisque les jeunes n'avaient aucun moyen de savoir à l'avance s'ils appartiendraient au groupe test ou témoin. Au moment de leur inscription, ils n'avaient même pour la grande majorité d'entre eux reçu aucune information sur la possibilité d'accéder à un contrat expérimental à partir d'avril. Ce protocole a toutefois un inconvénient : les jeunes du groupe test se voient tous proposer le programme expérimental, mais une partie d'entre eux (18 %) refusent et choisissent de rester dans le programme standard. Cela crée ainsi une difficulté de non-recours au programme dans le groupe test (*imperfect compliance*). Nous présenterons ainsi l'impact du programme en intention de traitement (ITT), mais aussi en LATE (*Local Average Treatment Effect*), en utilisant dans ce dernier cas la variable d'assignement comme instrument pour le recours au programme expérimental (voir section 2.3.4). Comme aucun jeune du groupe de contrôle n'a accès au programme expérimental, l'effet mesuré en LATE peut être interprété comme l'effet du programme sur les signataires du programme expérimental (*Treatment On the Treated*).

Passons maintenant au problème de puissance statistique insuffisante. En effet, même si un nombre conséquent d'établissements (82) sont impliqués dans l'expérimentation, cela ne garantit pas forcément d'obtenir une puissance statistique suffisante. C'est notamment le cas si l'hétérogénéité est importante entre les missions locales, même quand leur nombre est important. Pour augmenter la puissance, le protocole a consisté à effectuer un tirage intra mission locale, en choisissant comme groupe test dans chacune d'entre elle soit les jeunes inscrits en février, soit ceux inscrits en mars (les autres jeunes constituant le groupe témoin, comme décrit dans le paragraphe précédent). Cela permet d'atteindre un niveau de puissance statistique proche de celui qui serait atteint par un tirage au fil de l'eau des jeunes se présentant à la mission locale, en évitant les problèmes pratiques liés à ce dernier type de protocole.

Avant d'effectuer le tirage au sort, on a constitué des paires de missions locales comparables en se basant sur des caractéristiques mesurées en 2010, comme le nombre de jeunes suivis en moyenne par chaque conseiller ou la proportion de jeunes ayant obtenu le baccalauréat. Un membre de chaque paire a ensuite été aléatoirement assigné au groupe A ou au groupe B. Les responsables des missions locales ont eu connaissance de leur groupe uniquement au moment du tirage au sort, une fois les listes de jeunes inscrits entre le 1^{er} février et le 31 mars 2011. Les ML du groupe A devaient rappeler tous les jeunes qui avaient signé un contrat standard en mars 2011 et leur proposer un contrat expérimental ; à l'inverse, les ML du groupe B devaient rappeler tous les jeunes qui avaient signé un contrat standard en février 2011. La carte 2.2 indique l'emplacement de ces deux types de ML sur le territoire français¹⁹. Environ 5 500 jeunes participent ainsi à l'expérimentation, environ 2 830

18. Les jeunes du groupe témoin n'ont donc reçu aucune information sur l'existence du contrat expérimental et ont poursuivi leur programme standard sans aucune interaction avec l'expérimentation.

19. Trois missions locales de La Réunion ont également participé à l'expérimentation mais ne sont pas reportées sur la carte, qui représente le seul territoire métropolitain.

dans des ML de type A, et 2 670 dans des ML de type B (tableau 2.2). Dans les ML de type A, environ 1 370 se sont inscrits en programme standard en mars et appartiennent de ce fait au groupe test ; environ 1 460 se sont inscrits en février et appartiennent au groupe témoin. Dans les ML de type A, environ 1 290 se sont inscrits en programme standard en février et appartiennent de ce fait au groupe test ; environ 1 380 se sont inscrits en mars et appartiennent au groupe témoin. Au total, environ 2 660 jeunes ont été assignés au groupe test, et 2 840 au groupe témoin.

2.3.2 Données

L'analyse empirique s'appuie sur l'analyse de données administratives très riches et sur deux enquêtes.

Les missions locales sont organisées en un réseau de 450 structures indépendantes couvrant le territoire français. Une grande partie des données individuelles recueillies par les conseillers de missions locales sont cependant enregistrées dans un fichier unifié appelé « Parcours 3 ». L'information sur les jeunes est collectée au moment de sa première inscription, et parfois mise à jour lors de ses entretiens à la ML. Les informations disponibles couvrent les principales variables sociodémographiques, ainsi que des informations sur ses conditions de logement, ses ressources financières et son expérience passée sur le marché du travail.

De plus, le fichier administratif fournit des informations très utiles pour l'évaluation : il enregistre tous les contacts (entretiens téléphoniques ou physiques, courriels) entre les jeunes et leur conseiller, ainsi que des caractéristiques détaillant ces contacts (date et contenu principal). Cela nous permettra de répondre à la question - la présence d'une allocation dans le programme expérimental permet-elle d'augmenter la participation au programme ? - sur l'ensemble des jeunes participant à l'expérimentation, qu'ils aient ou non répondu aux enquêtes.

Le fichier contient également des informations cruciales pour nous sur les propositions faites par les conseillers aux jeunes : offres d'emploi, de formation, d'ateliers... Cela nous permet de déterminer si les contacts avec la ML permettent ou non aux jeunes de se voir proposer de réelles opportunités de formation ou d'aide à la recherche d'emploi.

Enfin, le fichier fournit des informations sur la situation sur le marché du travail des jeunes telle qu'elle est enregistrée lors des entretiens avec les conseillers : chômage, formation ou emploi. Cependant, ces informations ne sont enregistrées que pour les jeunes encore en contact avec la mission locale. De ce fait, nous ne pouvons pas considérer ces variables de statut sur le marché du travail comme des variables fiables de l'impact du programme dans la mesure où le groupe test a davantage de contacts avec la ML.

En complément des informations administratives, deux enquêtes téléphoniques d'une durée de 25 minutes ont été conduites : une enquête dite midline (avril 2012,

soit un an après le démarrage de l'expérimentation) et une enquête dite endline (avril 2013)²⁰. Ces deux enquêtes nous fournissent des données très riches, habituellement non disponibles à ce niveau de détail dans les évaluations des programmes d'accompagnement : variables sociodémographiques, parcours détaillé sur le marché du travail dont le statut et la qualité des emplois, les formations suivies, l'effort de recherche d'emploi, revenus et sources de revenus, dépenses, intégration sociale et mesures psychométriques. Les variables d'emploi, par exemple, renseignent mois par mois pour les 24 mois de l'expérimentation si le jeune a travaillé, à temps plein ou à temps partiel, et sur la totalité ou non du mois.

Le tableau 2.2 fournit des informations sur les enquêtes. Celles-ci ont deux défauts : les taux de réponse ne sont pas très élevés, et ne sont pas équilibrés entre groupes test et témoin. Les taux de réponse sont respectivement d'environ 60 % et 40 % dans le groupe de contrôle pour les enquêtes midline et endline, et on observe un différentiel de taux de réponse de l'ordre de 5 à 6 points entre les groupes test et témoin, même après avoir contrôlé d'indicatrices missions locales et de variables de contrôle. Ces défauts pourraient mettre à mal la validité interne et externe de l'évaluation conduite à partir des enquêtes. Nous conduisons plusieurs tests afin d'éprouver la robustesse de nos résultats (voir section 3.6). Le premier test consiste à utiliser les informations administratives (disponible pour l'ensemble des participants à l'expérimentation) pour tester l'équilibrage de l'échantillon complet, mais aussi des répondants aux enquêtes midline et endline : les échantillons apparaissent tous comme équilibrés (voir section 2.3.3). Le deuxième test consiste à mesurer l'impact du programme à l'aide des outcomes disponibles dans les données administratives, en comparant les résultats obtenus sur l'ensemble de l'échantillon et sur les seuls répondants à l'enquête midline ou endline : l'effet du programme ne diffère pas significativement selon l'échantillon retenu. La troisième série de tests consiste à modifier la spécification retenue pour l'analyse, par exemple en ajoutant ou en enlevant des variables de contrôle. Nous implémentons également la méthode proposée par Behaghel, Crepon et al. (2015), qui donne des résultats très proches de la spécification principale. Cette méthode se base sur l'idée d'utiliser l'information sur le nombre d'appels nécessaires pour joindre chaque enquêté pour équilibrer les taux de réponse entre groupes test et témoin (en enlevant une partie des répondants du groupe ayant le plus fort taux de réponse, en général le groupe test). Nous construisons également les bornes de Lee (Lee 2009).

20. Une enquête dite baseline devait également être conduite avant le tirage au sort et le démarrage de l'expérimentation. Cependant, des retards dans la conduite de cette enquête ont conduit à ce que la majeure partie des jeunes du groupe test aient été contactés pour répondre au moins un mois après avoir été contactés par leur ML pour transformer leur contrat standard en contrat expérimental, ce qui la rend inexploitable comme enquête baseline. Voir annexe ??.

2.3.3 Équilibrage et description de l'échantillon

Le tableau 2.13 indique la moyenne de différentes variables dans le groupe témoin, et la différence entre groupe test et témoin. La première série de colonne concerne l'ensemble de l'échantillon (utilisé dans les analyses basées sur les données administratives), et les deux autres séries de colonnes se concentrent sur les répondants à l'enquête midline ou à l'enquête endline.

La plupart des variables considérées dans le tableau sont enregistrées lors de l'inscription à la ML. Rappelons à ce titre que l'ensemble des jeunes inclus dans l'expérimentation (groupes test et témoin) se sont inscrits dans le programme « standard » en février et mars 2011, mais ils ont pour la plupart d'entre eux des relations avec la ML depuis une période plus ancienne et les variables renseignées correspondent à leur situation à ce moment. Il en résulte qu'elles ne retracent qu'imparfaitement la situation des jeunes juste avant le début de l'expérimentation. Ces variables servent donc surtout à vérifier que les échantillons sont équilibrés.

On note de ce point de vue que la distribution des variables est bien équilibrée entre les deux groupes. Dans l'échantillon complet, pour seulement deux des 44 variables considérées, on rejette l'égalité des moyennes entre les deux groupes. Dans l'échantillon des répondants à l'enquête midline, ce nombre progresse légèrement : seulement 3 variables présentent des moyennes différentes au seuil de 10 %, une au seuil de 5 % et une au seuil de 1 %. Dans l'échantillon de l'enquête endline, seule une variable n'est pas équilibrée au seuil de 10 %. En outre, on note que, pour chacun de ces échantillon, l'hypothèse de nullité jointe de l'ensemble des coefficients dans la régression de la variable d'assignation sur les variables linéairement indépendantes du tableau n'est pas rejetée au seuil de 5 %. On en conclut que l'échantillon constitué par la randomisation des mois d'inscription dans le programme « standard » a bien fonctionné et a produit deux groupes de jeunes statistiquement similaires. On note aussi le résultat rassurant que le différentiel d'attrition entre les groupes ne remet pas en cause cet équilibrage.

Les jeunes s'inscrivant en février et mars 2011 dans le programme « standard » sont jeunes par rapport à la tranche d'âge rendant éligible au programme expérimental (18-22 ans). En effet la plupart d'entre eux ont entre 18 et 20 ans. On voit aussi que les jeunes concernés par l'expérimentation ont des niveaux de diplôme très faibles et que la plupart ont abandonné leurs études durant les années de lycée ou en CAP. Seulement 30 % d'entre eux, en outre, disposent du permis de conduire, un diplôme coûteux à acquérir en France. Les informations enregistrées dans le fichier montrent que 62 % seulement d'entre eux vivent encore chez leur parents, et que près de 20 % vivent soit chez d'autres membres de leur famille, soit chez des amis, soit en logement précaire. Lors de l'enregistrement, ces jeunes avaient en outre des revenus propres très faibles s'élevant en moyenne à 77 € par mois.

Une partie de ces informations correspond à l'historique de la relation avec le conseiller durant le premier trimestre 2011 et renseigne entre autre les contacts,

les rendez vous, les périodes d'emploi ou de formation reportés au cours de cette période. On constate que les jeunes inscrits dans l'expérimentation sont très éloignés du marché de l'emploi. Le nombre de jours passés en emploi (resp. formation) sur les trois mois précédant la randomisation est de 6,7 (resp. 6,4). Seulement 14,5 % des jeunes déclarent avoir été en emploi au cours de ce trimestre, et 13,5 % en formation.

2.3.4 Les estimations effectuées

Considérant une variable de résultat donnée y , nous estimons les paramètres en « intention de traitement » (ITT) à partir d'une régression des moindres carrés ordinaire :

$$y_{m,i} = a + c_{ITT} \cdot Z_i + \sum_m \alpha_m \cdot I_m + u_{m,i} \quad (2.3.1)$$

où la variable Z est une variable indicatrice correspondant au fait que l'individu soit assigné au groupe traité, qui se voit proposer la transformation du contrat d'accompagnement « standard » en accompagnement « avec transfert ». Il s'agit donc de la variable directement issue du tirage au sort, non corrélée, par construction, aux outcomes potentiels. m représente la mission locale et i l'indice de l'individu. Les écarts-types sont clusterés au niveau de la mission locale.

On peut aussi tenir compte de caractéristiques observées afin d'améliorer la précision des estimateurs, et de prendre en compte l'existence de différences résiduelles entre les deux groupes assignés au traitement et au contrôle :

$$y_{m,i} = a + c_{ITT} \cdot Z_i + x_i \cdot b + \sum_m \alpha_m \cdot I_m + u_{m,i} \quad (2.3.2)$$

Il s'agit de la spécification que nous retenons pour mesurer l'ITT ; elle donne des résultats quantitativement très proches de ceux obtenus sans inclusion des variables de contrôle x (équation 2.3.1). En pratique, la liste des variables de contrôle retenue est toujours la même d'une variable d'outcome à une autre et correspond à celle figurant dans le tableau 2.13.

On obtient ainsi une première façon d'appréhender l'ampleur de l'impact du programme (ITT) : en comparant la situation moyenne du groupe assigné au traitement à ce qu'elle aurait été si le programme n'avait pas été mis en œuvre (cette dernière étant estimée par la situation moyenne du groupe témoin). Pour bien interpréter ce paramètre d'ITT, il faut garder à l'esprit que 82 % du groupe traité a choisi d'entrer dans le programme expérimental, tandis que 18 % sont restés dans le programme standard. L'impact mesuré porte donc à la fois sur des signataires du contrat standard (18 %) et du contrat expérimental (82 %).

En complément de l'estimation de l'effet du programme en intention de traitement, on s'intéresse à l'impact du programme sur les seuls signataires du contrat expérimental (soit 82 % des jeunes du groupe traité). Pour obtenir un tel paramètre,

nous estimons le modèle suivant :

$$y_{m,i} = a + c_{ToT}.T_i + x_i.b + \sum_m \alpha_m.I_m + u_{m,i} \quad (2.3.3)$$

La variable T représente ici l'indicatrice identifiant les individus ayant opté pour le programme expérimental lorsqu'on le leur a proposé. Cette variable, à l'inverse de la variable Z , est une variable de décision. Elle est donc potentiellement endogène et on ne peut plus estimer le modèle par les moindres carrés ordinaires. On estime ce paramètre par la méthode des « variables instrumentales » en utilisant la variable d'assignement Z comme instrument.

Il s'agit là des paramètres dits « Local Average Treatment Effect » (LATE) (Angrist, Imbens et al. 1996). Ils correspondent ici également aux paramètres dits « Treatment on the Treated » (ToT) dans la mesure où les jeunes du groupe témoin ne peuvent participer au programme expérimental (Bloom 1984; Angrist et Pischke 2009).

Là aussi une façon d'appréhender l'ampleur de l'impact est de le rapporter à la moyenne contrefactuelle, c'est à dire ce qu'aurait été la situation moyenne du groupe signataire du programme expérimental (soit 82 % des jeunes du groupe traité), si ce programme n'avait pas été mis en œuvre. Cette moyenne contrefactuelle peut être aisément identifiée à partir des données (Imbens et Rubin 1997). Ici, on l'estime par la situation moyenne du groupe des signataires dont on retranche l'impact estimé par la méthode des variables instrumentales.

Par la suite, on présente systématiquement l'estimation en intention de traitement (ITT), mais pas toujours celle de l'effet du traitement sur les traités (ToT), pour des raisons d'intelligibilité des tableaux et du texte au vu du grand nombre de résultats présentés. L'estimation de l'effet du traitement sur les traités est tout de même présentée pour les principales dimensions pour lesquelles on observe une différence significative entre groupe traité et groupe de contrôle (durée dans le programme, nombre d'entretiens, emploi au cours des six premiers mois, revenus...). Pour les autres dimensions, lorsque la différence entre groupe traité et groupe de contrôle n'est pas statistiquement significative en ITT, elle ne l'est pas non plus en ToT, ce qui justifie de ne présenter qu'un des deux résultats.

Pour examiner l'hétérogénéité des résultats suivant une population identifiée par une indicatrice I , on estime une équation dans laquelle la variable de groupe test est interagie avec l'indicatrice I et avec l'indicatrice $(1 - I)$:

$$y_{m,i} = a + c_{ITT,I}.Z_i.I_i + c_{ITT,1-I}.Z_i.(1 - I_i) + d.I_i + x_i.b + \sum_m \alpha_m.I_m + u_{m,i} \quad (2.3.4)$$

La régression introduit en outre la variable I s'il y a lieu (c'est à dire si elle ne figure pas déjà dans les contrôles) comme variable de contrôle additionnelle. Les coefficients $c_{ITT,I}$ et $c_{ITT,1-I}$ correspondent alors à l'impact de l'assignation au programme sur la population $I = 1$ et sur la population $I = 0$.

2.4 Résultats

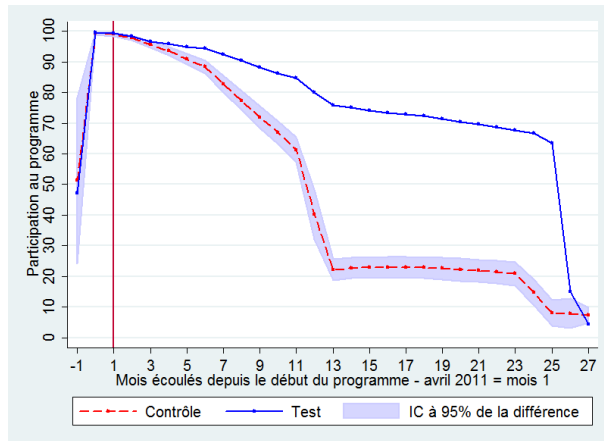
2.4.1 Participation au programme

La figure 2.3.a présente les résultats portant sur la durée d'inscription des jeunes dans le programme (en intention de traitement - ITT). Le taux d'enregistrement mensuel dans l'un des deux programmes standard ou expérimental est reporté pour chacun des deux groupes, en pointillé pour le groupe de contrôle et en trait plein pour le groupe test. Autour du profil du groupe de contrôle figure une zone ombrée dont l'étendue est celle de l'intervalle de confiance à 95 % de la différence, telle qu'elle résulte de l'estimation de l'équation (2.3.2). Ainsi, dès lors que la courbe en trait plein se situe en dehors de la zone ombrée, la différence estimée par l'équation (2.3.2) est statistiquement significative au seuil de 5 %²¹. Les mois sont numérotés à partir du début de l'année 2011, si bien que l'inscription dans le programme a lieu les mois 2 et 3 et le tirage au sort au début du mois 4. Les figures 2.3.b et 2.3.c fournissent la même information pour le nombre de rendez-vous mensuel avec un conseiller de la ML (panel b) ou simplement de contacts (incluant les rendez-vous mais aussi d'autres formes de contacts tels que par exemple l'e-mail ou le téléphone). La figure 2.3.d porte sur la proportion de jeunes qui n'auront plus de contact avec la ML, à partir du mois considéré et jusqu'à la fin de la période de suivi (mois 30, correspondant à juin 2013).

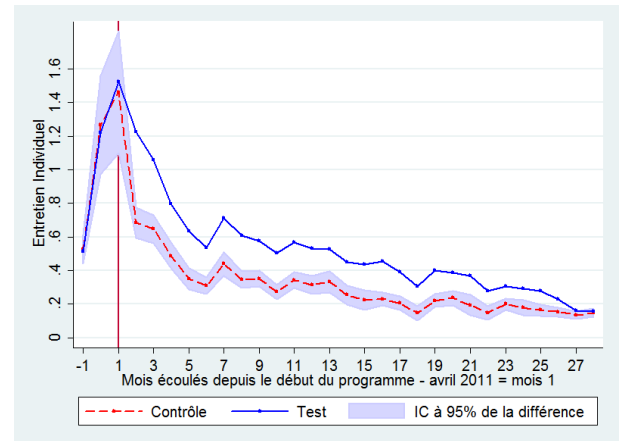
Au total, la figure 2.3 montre de façon très nette l'effet considérable du programme expérimental sur l'inscription dans le programme et les rendez-vous ou contacts avec la ML. La figure (a) montre la très forte baisse du taux d'inscription dans le programme standard lors de la première année et sa stabilisation au plateau de 20 % pour la deuxième année. A l'inverse, le taux d'inscription dans le programme expérimental baisse à un taux beaucoup plus modeste. La différence est assez spectaculaire pour la deuxième année. Pour bien comprendre cette différence, rappelons qu'en théorie, les conseillers sont censés donner des rendez-vous réguliers aux jeunes et les radier du programme lorsqu'ils ne viennent pas au rendez-vous plusieurs fois de suite (dans le programme standard comme dans le programme expérimental). Cependant, en pratique, les conseillers maintiennent de nombreux jeunes dans le programme bien qu'ils ne viennent plus aux rendez-vous et radient les jeunes à l'occasion du renouvellement au bout d'une année. Il est donc vraisemblable que le taux d'inscription effectif dans le programme soit plus faible que celui

21. Plus précisément, pour le groupe témoin, nous reportons simplement le taux moyen observé d'inscription (ou, plus généralement, la moyenne de la variable d'outcome considérée). Pour le groupe test, nous reconstruisons sa trajectoire à partir de l'équation 2.3.2 : son taux d'inscription dans le programme est égal à celui du groupe témoin majoré de l'effet du programme, c'est-à-dire du coefficient c_{ITT} de la variable Z résultant de l'estimation de l'équation 2.3.2. Ce taux d'inscription pour le groupe test diffère légèrement de celui observé dans les données en raison de l'introduction dans l'équation 2.3.2 des indicatrices de ML et des variables de contrôle, qui améliorent la précision de l'estimation.

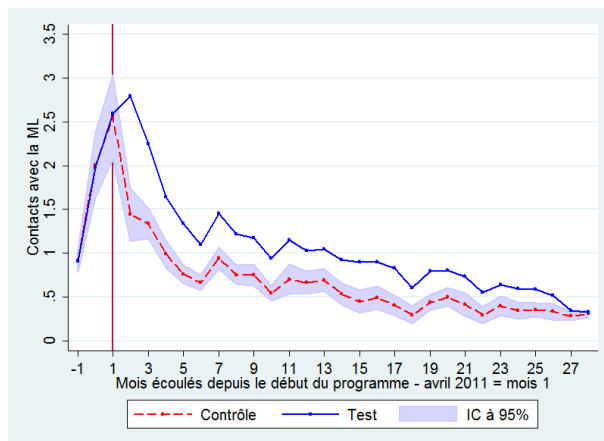
Graphique 2.3 – Participation au programme : abandons - entretiens - contacts avec la ML



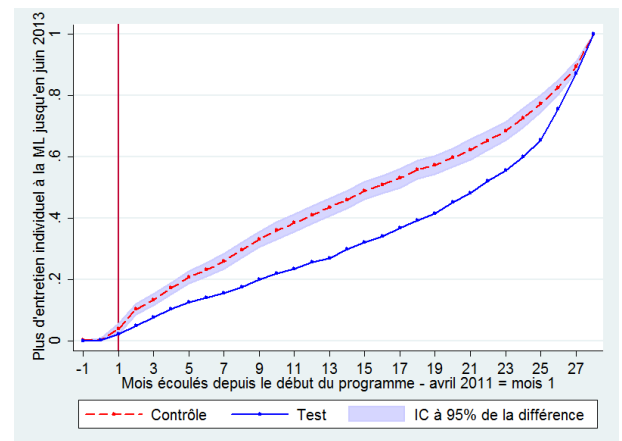
(a)



(b)



(c)



(d)

Fichier administratif.

Chaque graphique présente le profil de la moyenne mensuelle de la variable considérée pour les deux groupes de jeunes : les jeunes du groupe test (ligne bleue) et les jeunes du groupe témoin (ligne rouge). La zone grisée autour de la ligne rouge correspond à l'intervalle de confiance à 5 % de la différence entre les deux moyennes, résultant de l'estimation de l'équation 2.3.2. La ligne bleue est obtenue en ajoutant à la moyenne du groupe témoin le paramètre estimé de l'impact du traitement.

- (a) Taux de jeunes encore enregistrés dans le programme
- (b) Nb moyen d'entretiens avec le conseiller de missions locales
- (c) Nb moyen de contacts avec le conseiller de missions locales
- (d) Part des jeunes n'ayant plus de contact avec la ML de la date considérée jusqu'à juin 2013

reporté à partir des enregistrements administratifs²². Les figures (b) à (d) montrent clairement la contrepartie de cette inscription plus durable dans le programme en termes d'entretien et de contact. Le nombre moyens de contacts avec la ML ou de rendez-vous avec le conseiller est largement plus élevé dans le groupe test que dans le groupe de contrôle. De même, la proportion de jeunes n'ayant plus de contact avec la ML à partir d'un mois donné est largement inférieure dans le groupe test. Ainsi, en moyenne, la population du groupe test a des contacts plus réguliers et durables avec la ML que dans le groupe de contrôle.

Le tableau 2.3 résume les informations de la figure 2.3 en indiquant le nombre moyen de contacts durant les deux ans du programme ; il renseigne également sur les allocations reçues de la ML, les impacts étant mesurés à la fois en termes d'ITT et de ToT. Le panel supérieur correspond à l'estimateur de première étape et montre qu'aucun jeune du groupe de contrôle n'a eu accès au programme dans le groupe de contrôle et que 82 % des jeunes du groupe test ont décidé de transformer leur contrat standard en contrat expérimental. Le tableau montre aussi que le nombre moyen de mois d'inscription dans les programmes pour les signataires augmente de 9,6 mois à partir d'une moyenne de 12,1 et que le nombre d'entretiens sur les deux ans augmente de 6,5 à partir d'une moyenne de 8,1. Le tableau montre aussi le coût du programme en termes d'allocations versées aux jeunes : alors que le montant moyen des transferts reçus durant la totalité du programme ne s'élèverait qu'à 264 € en l'absence du programme, les signataires perçoivent 1868 € additionnels, portant le montant total perçu à 2132 €.

En résumé, la figure 2.3 et le tableau 2.3 montrent que les jeunes répondent très fortement aux incitations financières données dans le cadre du contrat expérimental : ils restent plus durablement inscrits dans le programme et ils entretiennent des relations plus nourries avec la ML. La contrepartie logique est naturellement une augmentation très forte des transferts reçus par les jeunes²³.

22. Dans l'enquête midline (avril 2012), les jeunes déclarent s'ils sont encore inscrits en programme ou non. Les taux d'inscription sont logiquement plus faibles que dans les données administratives : 31 % des jeunes du groupe témoin et 61 % de ceux du groupe test se déclarent encore en programme à cette date.

23. A titre illustratif, on pourrait rapporter le supplément d'allocations perçu par les jeunes signataires du contrat expérimental au supplément d'entretiens réalisés. Il s'élèverait à 287 € par entretien supplémentaire (=1 868/6,5). Bien entendu, il s'agit là d'un calcul réducteur dans la mesure où il ne tient pas compte des autres actions réalisées au sein de la ML, en complément des entretiens (participation à des ateliers par exemple). Par ailleurs, le fait d'apporter des ressources supplémentaires aux jeunes suivis par la ML faisait partie en tant que tel des objectifs du ministère lorsqu'il a conçu le programme : le versement d'allocations ne doit de ce fait pas être perçu uniquement comme un coût du point de vue du concepteur du programme (et des jeunes eux-mêmes bien entendu!).

Tableau 2.3 – Impact du programme sur la durée de l’accompagnement et les allocations perçues par le jeune

	Obs	Moy.	Participation	SE	Sign.
Signataire du contrat exp.	5492	0.00	0.82	0.01	***
Intention de traitement (ITT)					
	Obs	Témoin	Coefficient	SE	Sign.
Mois en programme	5486	11.4	7.9	0.3	***
Nb total d’entretiens	5492	7.3	5.3	0.5	***
Allocations perçues	5492	237	1530	89	***
Effet sur les traités (ToT)					
	Obs	Moy. contrefactuelle	Coefficient	SE	Sign.
Mois en programme	5486	12.1	9.6	0.4	***
Nb total d’entretiens	5492	8.1	6.5	0.5	***
Allocations perçues	5492	264	1868	91	***

Données administratives

Les colonnes correspondent au nombre d’observations, à la moyenne dans le groupe témoin, à l’effet du programme, son écart-type et sa significativité.

La partie supérieure fournit les paramètres en intention de traitement (voir l’équation 2.3.2). La partie inférieure fournit les paramètres en intention de traitement (voir l’équation 2.3.3). La moyenne du groupe de contrôle est dans ce cas une estimation de la moyenne contrefactuelle (moyenne pour les jeunes signataires du programme expérimental moins effet du programme). La première ligne de la partie supérieure présente les résultats de la régression de première étape correspondante. Les écarts-types sont robustes à l’hétéroscédasticité et sont clusterés au niveau mission locale. * significatif à 10 % ; ** significatif à 5 % et de *** significatif à 1 %.

Tableau 2.4 – Contenu de l'accompagnement (données administratives)

		1 ^{er} trimestre				1 ^{er} semestre				1 ^{re} année			
	# obs	Témoin	Coef	SE	sign	Témoin	Coef	SE	sign	Témoin	Coef	SE	sign
Thèmes abordés lors des entretiens													
Tous types	5492	5.22	2.84	0.35	***	8.12	4.48	0.48	***	13.48	7.15	0.70	***
Relatifs à l'emploi	5492	3.03	1.64	0.29	***	4.62	2.51	0.37	***	7.45	4.15	0.56	***
Relatifs aux formations	5492	0.89	0.37	0.09	***	1.51	0.71	0.14	***	2.64	1.16	0.22	***
Rel. au projet professionnel	5492	0.94	0.63	0.11	***	1.38	0.96	0.17	***	2.37	1.39	0.29	***
Actions spécifiques (ateliers, offres d'emploi. . .)													
Relatives à l'emploi	5492	0.47	0.13	0.05	**	0.72	0.23	0.06	***	1.09	0.46	0.11	***
Relatives aux formations	5492	0.15	0.05	0.02	***	0.29	0.11	0.03	***	0.53	0.16	0.04	***
Rel. au projet professionnel	5492	0.14	0.14	0.04	***	0.21	0.17	0.04	***	0.33	0.21	0.06	***
# Formation débutée	5492	0.50	0.02	0.02	.	0.83	0.03	0.05	.	0.83	0.03	0.05	.
# Investissement cap. humain	5492	0.62	0.02	0.03	.	1.09	0.04	0.05	.	2.27	0.19	0.10	*
# mois avec emploi	5492	0.70	0.04	0.03	.	1.52	0.07	0.06	.	2.77	0.18	0.09	**
Encore en pgm	5492	0.95	0.01	0.01	*	0.88	0.06	0.01	***	0.40	0.40	0.04	***
# entretiens individuels	5492	1.82	1.26	0.11	***	2.92	2.04	0.17	***	5.82	3.15	0.24	***
Source : enq. midline													
# mois avec emploi	3413	1.08	-0.09	0.04	**	2.41	-0.18	0.07	**	5.23	-0.18	0.12	.

Données administratives et enquête midline

Le tableau indique l'effet du programme sur le contenu de l'accompagnement (en intention de traitement, ITT). Les estimations sont obtenues de la même manière que celle décrite dans le tableau 2.8. Le tableau a trois parties. La partie supérieure fournit des informations générales sur les actions délivrées par la ML (y.c. une information générale dans les domaines de l'emploi, de la formation...), la partie intermédiaire fournit des informations sur les mises en relation (i.e. offres d'emploi, de formation, de stage, d'ateliers...). La troisième partie fournit des informations sur les périodes d'emploi ou investissement en capital humain enregistrés au ML. Sur la dernière ligne du tableau figurent les informations sur les emplois occupés provenant de l'enquête midline. Les écarts-types sont robustes à l'hétéroscédasticité et sont clusterés au niveau mission locale. * significatif à 10 % ; ** significatif à 5 % et de *** significatif à 1 %.

2.4.2 Intensité de l'accompagnement

Le fichier administratif enregistre et code le contenu des entretiens et des contacts ayant eu lieu avec chaque individu enregistré à la ML. Ceci permet d'examiner si les entretiens sont bien « productifs » dans le sens où leur plus grand nombre expose effectivement le jeune à davantage d'informations sur le marché du travail et davantage d'opportunités. Les variables dont nous disposons concernent les thèmes abordés lors des entretiens. Elles portent aussi sur les propositions d'actions spécifiques faites aux jeunes (aide à la définition du projet professionnel, proposition d'une formation, d'un atelier ou bien d'une offre d'emploi...).

Le fichier renseigne également sur les reprises d'emploi, de formation, de stage ou bien d'apprentissage. Ces informations sont enregistrées lors de chaque contact, éventuellement de façon rétrospective pour tenir à jour la situation du jeune. Il peut s'agir d'emploi ou de formation obtenus par un autre canal que celui de la ML. Compte tenu du fait que le programme expérimental conduit à un plus grand nombre d'entretiens ou de contacts avec la ML, il y a un décalage entre la situation des jeunes du groupe test et du groupe de contrôle telle qu'elle est reportée dans le fichier. En effet, il ne s'agit pas de la situation réelle, mais de celle rapportée au conseiller. Les impacts que l'on peut mesurer sur ces variables sont donc biaisés à la hausse du fait du plus grand nombre d'entretiens et de contacts pour les jeunes du groupe test.

Le tableau 2.4 présente successivement l'impact du programme (en intention de traitement) sur les informations données par le conseiller au jeune (panel supérieur), puis sur les actions spécifiques proposées au jeune (panel médian) et enfin sur les actions effectivement entreprises (panel inférieur). Le tableau indique également le taux moyen de participation au programme ainsi que le nombre d'entretiens dans le but d'appréhender le décalage possible entre les situations d'emploi et de formations reportées dans les deux groupes. Le tableau présente les impacts pour les actions et situations enregistrées sur les trois premiers mois, puis sur les six premiers mois et enfin sur la première année du programme. Au-delà de la première année, le décalage dans les taux d'inscription dans le programme entre jeunes des groupes test et témoin est tel que les comparaisons deviennent très peu informatives.

Le tableau montre clairement que la participation au programme permet d'aborder plus souvent avec les jeunes des thèmes liés à l'emploi, aux formations ou à la définition d'un projet professionnel (panel supérieur). Le nombre de thèmes abordés, tel qu'enregistré par les conseillers, tous types confondus - incluant aussi les prestations de santé ou relatives au logement, est sur le premier trimestre de 5,2 par jeune pour le groupe témoin ; l'impact du programme est de +2,8 thèmes par jeune, largement significatif. Il s'agit d'une forte progression, de 48 %, assez en ligne avec la progression du nombre d'entretiens, qui s'établit à 69 % ($=1,26/1,82$). Cette progression se retrouve pour chacun des thèmes recensés : emploi, formation, définition de projet. La progression est similaire lorsque l'on considère les informations reçues au-delà du premier trimestre (premier semestre et première année).

Le tableau montre aussi que les actions concrètes proposées par les conseillers sont plus nombreuses pour les jeunes du groupe expérimental, même si elles demeurent très faibles y compris pour ces derniers (panel médian). Au cours des trois premiers mois de programme, les propositions faites par les conseillers sont plus élevées de +0,14 par jeune dans le groupe test, par rapport à une moyenne de 0,14 dans le groupe témoin. En matière de formations ou d'offres d'emploi, les propositions sont également statistiquement plus fréquentes dans le groupe test par rapport au groupe témoin : +0,05 pour les formations, à comparer à la moyenne dans le groupe de contrôle de 0,15, et +0,13 pour les offres d'emploi, à comparer à une moyenne de 0,47. Les écarts entre groupes test et témoin se maintiennent sur les périodes plus longues également examinées de 6 mois et un an.

Tableau 2.5 – Appréciation des jeunes sur le programme et la mission locale

	Enquête midline – 3417				Enquête endline – 2310			
	Témoin	Coef	SE	Sign.	Témoin	Coef	SE	Sign.
Évaluation de la mission locale								
Très satisfait	27.1	9.0	1.7	***	25.3	6.7	1.8	***
Satisfait	49.3	0.8	1.8	.	42.9	1.7	2.0	.
Les entretiens individuels sont...								
Une chance	54.7	6.8	1.7	***	31.4	4.3	1.7	**
Une motivation	61.9	4.3	1.8	**	40.9	0.7	2.3	.
Une perte de temps	12.2	-4.3	1.0	***	22.7	-8.2	1.6	***
Utiles pour obtenir de l'argent	12.4	5.9	1.4	***	2.9	2.9	1.0	***
Il en faudrait plus	76.2	6.5	1.5	***	82.0	3.7	1.5	**
Assistance du conseiller pour l'obtention ^a								
D'offres d'emploi	16.7	6.5	1.4	***	38.9	8.0	2.6	***
De stages	10.2	1.2	1.1	.	25.1	4.4	1.8	**
De formations	23.1	5.8	1.6	***	53.8	5.0	2.2	**
D'ateliers	16.3	4.4	1.4	***	44.0	4.0	2.4	*
Du choix de secteur	15.6	4.6	1.6	***	35.7	2.4	1.8	.

Source : Enquêtes midline et endline.

Estimations en intention de traitement (ITT, voir équation 2.3.2). Les écarts-types sont robustes à l'hétéroscédasticité et sont clusterés au niveau mission locale. * significatif à 10 % ; ** significatif à 5 % et de *** significatif à 1 %.

a - Au cours des trois derniers mois pour l'enquête intermédiaire et au cours des deux dernières années pour l'enquête finale.

L'enquête intermédiaire d'avril 2012 (un an après le démarrage de l'expérimentation) fournit des informations complémentaires sur l'accompagnement reçu, tel qu'il est perçu par les jeunes (tableaux 2.5 et 2.6).

En particulier, les jeunes répondants sont invités à indiquer le nombre d'entretiens ayant eu lieu de janvier à mars 2012 avec la ML mais aussi avec les autres

Tableau 2.6 – Adéquation de l’offre de la mission locale - avril 2012

	Correspond aux attentes				Sont en nombre suffisant			
	Témoin	Coef	SE	Sign.	Témoin	Coef	SE	Sign.
Emplois	22.0	2.4	1.7	.	24.9	6.1	1.9	***
Stages	15.4	1.8	1.6	.	18.1	1.5	1.5	.
Ateliers	29.4	2.8	2.4	.	28.1	2.1	2.0	.
Formation	31.3	2.5	2.0	.	35.8	2.4	2.2	.

Source : Enquête midline.

Estimations en intention de traitement (ITT, voir équation 2.3.2). Les écarts-types sont robustes à l’hétéroscédasticité et sont clusterés au niveau mission locale. * significatif à 10 % ; ** significatif à 5 % et de *** significatif à 1 %.

intermédiaires usuels du marché du travail : Pôle emploi et les agences d’intérim. Les résultats (non reportés dans les tableaux) montrent, comme dans les données administratives, une augmentation largement significative du nombre d’entretiens avec la ML dans le groupe traité : +0,77 entretien, à partir d’une moyenne de 1,58 dans le groupe de contrôle. Par ailleurs, de manière intéressante, il n’y a pas de réduction du nombre d’entretiens via d’autres canaux : dans le groupe de contrôle, le nombre d’entretiens entre janvier et mars 2012 s’établit respectivement à 0,33 avec Pôle emploi et à 1,27 avec les agences d’intérim ; les impacts estimés du programme, de 0,00 et -0,02, sont tous deux non significatifs.

Par ailleurs, les jeunes ont un jugement mitigé de l’accompagnement prodigué par la mission locale. L’opinion des jeunes à l’égard de la mission locale et de leur conseiller est en général bonne et plus favorable pour les jeunes orientés vers le programme expérimental (tableau 2.5). Pour autant, lorsque l’on entre dans le détail des actions réalisées avec le conseiller, les avis des jeunes sont beaucoup plus négatifs. A titre d’exemple, dans l’enquête midline, seuls 23 % des jeunes du groupe test déclarent que leur conseiller les a aidés à trouver une offre d’emploi au cours des trois derniers mois, seuls 24 % considèrent que les offres d’emploi reçues la première année correspondent à leurs attentes et 31 % qu’elles sont en nombre suffisant ; les taux dans le groupe de contrôle sont significativement plus faibles (tableau 2.6).

A ce stade, nos résultats montrent que la plus grande participation au programme se traduit par des propositions de formations et d’offres d’emploi relativement faibles, mais plus importantes pour les jeunes du groupe expérimental. Toutefois, les taux de reprise d’emploi, ou de formation sont les mêmes pour le groupe test et le groupe de contrôle (tableau 2.4). Il en est de même pour les « investissements en capital humain » qui cumulent les formations, les stages en entreprises et l’apprentissage. Ceci est vrai pour les trois premiers mois mais aussi pour les six premiers mois et la première année. Il convient de rappeler que ces taux sont ceux enregistrés dans le

fichier administratif. Ils ne reflètent pas la véritable situation des jeunes mais celle reportée aux conseillers lors d'entretiens. Néanmoins, les conseillers effectuent un suivi des mises en relation qu'ils initient : même si les informations reportées ne reflètent pas la situation réelle des jeunes, on s'attend à ce que le surcroît de mises en relation se traduisent par une progression des situations reportées, si ces mises en relation constituent des opportunités que saisissent les jeunes.

2.4.3 Formation de capital humain et effort de recherche d'emploi

Les enquêtes effectuées en avril 2012 et avril 2013 (un et deux ans après le démarrage de l'expérimentation) permettent d'évaluer l'impact du programme sur les formations suivies et l'implication dans la recherche d'emploi. Le tableau 2.7 comprend deux parties contenant pour la partie supérieure les variables d'outcome considérées pour les investissements en capital humain et pour la partie inférieure les variables d'outcome retenues pour l'effort de recherche d'emploi. Dans chacun des cas, la partie gauche du tableau donne les résultats de l'enquête intermédiaire de 2012 (un an après le démarrage de l'expérimentation) et la partie droite ceux pour de l'enquête finale de 2013 (deux ans après le démarrage de l'expérimentation). Suivant Kling et al. 2007, nous construisons aussi deux indices résumant l'impact sur un ensemble de variables d'outcome. La première colonne du tableau identifie les variables retenues pour la construction de l'indice²⁴.

Nous considérons un grand nombre d'informations pour appréhender les investissements en employabilité. Les variables retenues comprennent des dimensions objectives comme les formations en apprentissage, les stages, le nombre de formation, les formations certifiées et le permis de conduire. Elles comprennent aussi des informations plus subjectives comme le fait d'avoir un projet professionnel identifié. Enfin, elles comprennent des éléments d'auto-évaluation sur l'évolution des chances de trouver un emploi qui convienne. Cet ensemble vaste de variables de résultat permet d'envisager les nombreuses dimensions de l'amélioration potentielle de l'employabilité qui pourraient être liées à la participation au programme. Il est en effet possible que le programme donne au jeune le temps de procéder à des investissements moins formels que des formations. Les résultats confirment assez unanime-

24. Comme dans Kling et al. 2007, nous centrons et réduisons d'abord les variables avant de les sommer. De plus, à la différence de l'article cité, nous centrons et réduisons à nouveau la variable de résultat ainsi obtenue, de telle sorte que son écart-type (*standard deviation*) soit de 100 dans le groupe de contrôle. Cette opération permet de mieux appréhender la capacité de détection de l'évaluation. En effet, une fois l'indicateur centré et réduit de la sorte, on peut montrer que l'effet minimum détectable est égal à 2,8 fois l'écart-type estimé de l'indicateur (*standard error*), avec une puissance de 80 % et un risque de première espèce fixé à 5 % (Bloom 1995). Concrètement, cela signifie que notre protocole permet de détecter un effet minimum compris entre 9 % et 10 % d'un écart-type (*standard deviation*), soit un effet minimum détectable faible en comparaison à la littérature (9,3 % = 3,5 x 2,83 pour l'indice d'effort de recherche, et 9,9 % = 3,3 x 2,82 pour l'indice d'investissement en capital humain).

Tableau 2.7 – Formation de capital humain et effort de recherche d’emploi

	Enq. midline – 3417					Enq. endline – 2310			
	Indice	Témoïn	Coef	SE	Sign.	Témoïn	Coef	SE	Sign.
Formation de capital humain									
Apprentissage	1	6.8	0.8	0.8	.	6.4	0.4	1.0	.
Stage	1	2.6	-0.3	0.6	.	1.4	-0.6	0.6	.
Formations suivies									
Tx de formations	1	56.0	-2.2	2.6	.	48.0	-4.6	2.9	.
Tx de formations qualifiantes	1	30.8	-0.6	1.5	.	17.5	-1.0	1.8	.
A renoncé pour raisons fin.		13.7	-0.4	1.3	.	12.6	2.2	1.5	.
Permis de conduire	1	41.9	3.0	1.3	**	42.6	1.8	2.1	.
Chances de trouver un emploi dans les prochains mois									
Ont augmenté	1	44.3	3.5	1.8	*	46.2	3.1	2.2	.
Sont restées stables		24.3	-0.3	1.7	.	26.5	-1.6	1.7	.
Ont diminué		21.5	-1.7	1.5	.	21.9	-0.4	1.9	.
Définition d'un projet professionnel									
En a un	1	45.2	-0.4	1.7	.	48.2	-0.6	2.1	.
A des idées	1	36.9	0.3	1.6	.	34.0	0.7	2.0	.
Aucune idée		17.8	0.2	1.4	.	17.4	-0.5	1.6	.
A le diplôme nécessaire		18.4	-1.4	1.4	.	22.0	-0.5	1.6	.
Indice synth. de capital humain		0.0	1.9	3.5	.	0.0	-1.0	4.1	.
Effort de recherche d'emploi									
Cherche un emploi		56.2	-0.0	1.5	.	51.5	2.8	2.6	.
Utilisation des différents canaux (3 derniers mois)									
Recherche Web	1	19.3	-2.0	1.1	*	21.7	1.5	1.8	.
Agence d'intérim	1	20.9	-1.0	1.4	.	20.3	0.2	1.7	.
Envoi de CV	1	36.7	1.2	1.5	.	33.6	0.1	2.4	.
Candidature spontanée	1	28.1	-1.0	1.7	.	27.3	0.0	2.1	.
Nb firmes contactées	1	4.8	-0.2	0.3	.	4.5	-0.0	0.3	.
Ind. synth. de recherche d'emploi		-0.0	-2.6	3.3	.	-0.0	1.4	4.9	.
Tps de transport max. pour un emploi (minutes)		35.9	0.7	0.7	.	36.1	0.3	1.1	.
Prêt à déménager pour un CDI		20.0	1.1	1.4	.	20.1	0.8	1.9	.

Enquêtes midline et endline.

Estimations en intention de traitement (ITT, voir équation 2.3.2). Les indices synthétiques de capital humain et de recherche d’emploi sont en sélectionnant les différentes composantes marquées par 1 dans la colonne « indice », qui sont standardisées et sommées. L’indice est à nouveau standardisé avec un écart-type ramené à 100. Les écarts-types sont robustes à l’hétéroscédasticité et sont clusterés au niveau mission locale. * significatif à 10 % ; ** significatif à 5 % et de *** significatif à 1 %.

ment la première impression que l'on pouvait avoir avec les données administratives : seulement deux des variables retenues montrent une progression sous l'effet du programme. Le nombre de jeunes entamant la formation pour obtenir le permis de conduire ou l'ayant obtenu est supérieur de 3 points dans le groupe test, à partir d'un taux de 41,9 % dans le groupe de contrôle²⁵. L'indice résumant les investissements en employabilité reprend les grandes catégories de variables de résultats retenues. On ne détecte aucun effet le concernant. On note en outre que l'écart-type estimé est de 3,5. L'effet minimum détectable est donc de $2,83 \times 3,5$ soit 9,9 pour une variable dont l'écart-type est normalisé à 100 (voir la note 24). On en déduit que l'expérimentation conduite ne détecte aucun impact sur les investissements en employabilité avec une forte puissance.

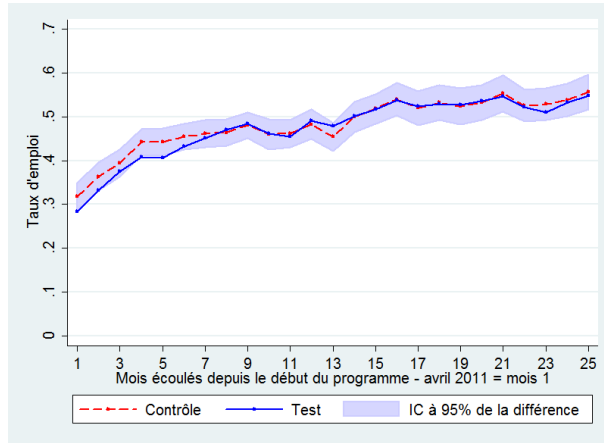
L'enquête permet aussi d'obtenir des renseignements au sujet du comportement de recherche d'emploi : le fait d'être à la recherche d'un emploi, l'utilisation des canaux de recherche usuels, la longueur du trajet que les jeunes sont prêts à effectuer pour prendre un emploi et le fait qu'ils soient prêts à déménager pour prendre un emploi en contrat à durée indéterminée. Comme le montre clairement le tableau 2.7, le fait d'être assigné au groupe de traitement ne change en rien le comportement de recherche d'emploi. Lorsqu'on construit un indice sur les mêmes bases que pour les investissements en capital humain, on constate là aussi une absence d'effet, malgré une capacité de détection importante.

2.4.4 Taux et qualité des emplois

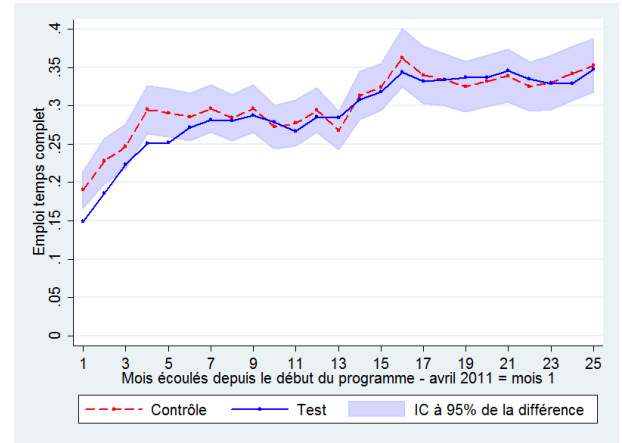
Une dimension importante de l'impact potentiel du programme expérimental concerne l'emploi. Plusieurs effets peuvent être attendus. Le but ultime du programme est qu'à terme les bénéficiaires aient davantage accès à des emplois de bonne qualité. Ceci devait passer par un renforcement des investissements dans l'employabilité et dans la recherche d'emploi, pouvant provoquer dans un premier temps une réduction passagère du taux d'emploi (effet dit de *locking-in*). D'un autre côté, les transferts réduisent les incitations à prendre un emploi (effet classique de revenu). En outre, le dispositif inclut une taxe implicite de 24 % puisque le montant du transfert mensuel décroît linéairement avec l'accroissement des revenus d'activité ; la première année, partant de 250 €, il s'annule pour un revenu de 1050 € (rému-

25. Le permis de conduire en France est difficile à obtenir car la formation est longue. Il est nécessaire d'apprendre d'abord le code de la route et de passer examen correspondant qui est exigeant, il faut ensuite prendre un grand nombre de leçons de conduite, s'inscrire pour l'examen et attendre que des créneaux soient disponibles. Au total, il s'agit d'un investissement très coûteux représentant un montant financier de plus de 1500 €. Compte tenu des problèmes d'enclavement des banlieues, l'obtention du permis de conduire est considérée comme un actif clé dans l'insertion des jeunes. Un programme expérimental mené en France évalue l'impact du financement de 10 000 permis de conduire pour des jeunes inscrits dans les ML (Gallo et al. 2014). Malgré la subvention octroyée, le taux d'obtention du permis de conduire demeure faible pour les jeunes (45 % au bout de deux ans), en raison de la grande difficulté de l'examen en France, en particulier pour des jeunes ayant connu des difficultés scolaires.

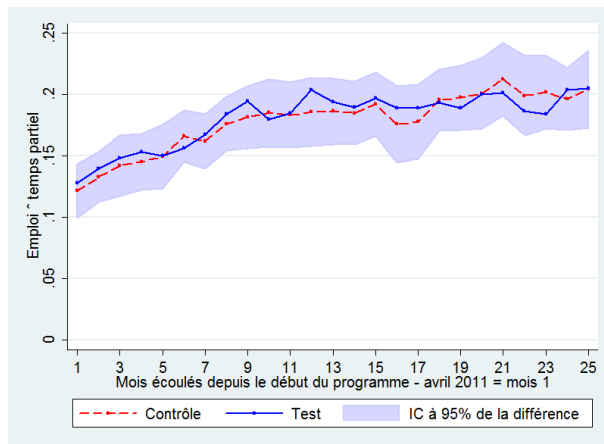
Graphique 2.4 – Taux d'emploi mois par mois



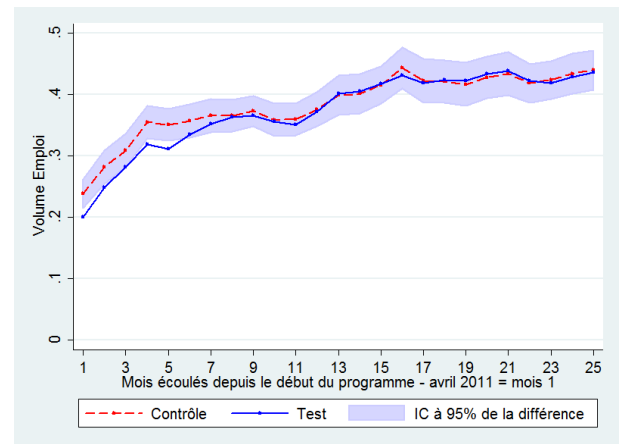
taux d'emploi



taux d'emploi à temps complet



taux d'emploi à temps partiel

indice synth. d'emploi^a

Enquêtes midline et endline.

Chaque graphique présente le profil de la moyenne mensuelle de la variable considérée pour les deux groupes de jeunes : les jeunes du groupe test (ligne bleue) et les jeunes du groupe témoin (ligne rouge). La zone grisée autour de la ligne rouge correspond à l'intervalle de confiance à 5 % de la différence entre les deux moyennes, résultant de l'estimation de l'équation 2.3.2. La ligne bleue est obtenue en ajoutant à la moyenne du groupe témoin le paramètre estimé de l'impact du traitement. L'information utilisée pour les mois 1 (avril 2011) à 13 (avril 2012) provient du calendrier rétrospectif de l'enquête midline. Celle utilisée pour les mois 14 (mai 2012) à 25 (avril 2013) provient du calendrier rétrospectif de l'enquête endline.

(a) L'indice synthétique d'emploi vaut 1 pour les jeunes ayant travaillé tout le mois à temps complet, 2/3 pour ceux ayant travaillé tout le mois à temps partiel ou une partie du mois à temps complet, 1/3 pour ceux ayant travaillé à temps partiel une partie du mois et enfin 0 pour ceux n'ayant pas travaillé durant le mois.

Tableau 2.8 – Qualité de l'emploi

	Enq. midline – 3417				Enq. endline – 2310			
	Témoin	Coef	SE	Sign.	Témoin	Coef	SE	Sign.
En emploi	45.4	2.5	1.6	.	52.1	0.4	2.0	.
Type de contrat								
CDI	9.9	-0.0	1.0	.	14.4	0.6	1.6	.
CDD	18.0	0.7	1.4	.	19.5	-1.7	1.6	.
Intérim	5.7	0.8	0.8	.	5.2	1.5	1.0	.
Stage	2.6	-0.3	0.6	.	1.4	-0.6	0.6	.
Apprentissage	6.8	0.8	0.9	.	6.4	0.4	1.0	.
Autres	2.3	0.5	0.6	.	4.1	0.2	1.0	.
Contrat aidé et emploi informel								
Contrat aidé	9.2	-0.2	1.2	.	8.7	1.7	1.3	.
Emploi formel	42.1	1.2	1.6	.	49.6	-0.1	1.9	.
Emploi informel	2.9	1.4	0.7	*	2.6	0.4	0.7	.
Statut de l'employeur								
Privé	32.8	-0.3	1.5	.	36.5	1.0	2.0	.
Public	8.3	1.7	1.0	*	10.1	-0.3	1.3	.

Enquêtes midline et endline.

Estimations en intention de traitement (ITT, voir équation 2.3.2). Les écarts-types sont robustes à l'hétéroscédasticité et sont clusterés au niveau mission locale. * significatif à 10 % ; ** significatif à 5 % et de *** significatif à 1 %.

Tableau 2.9 – Taux et type d'emploi : Intention de traitement et effet sur les traités

	Intention de traitement				Treatment On the Treated					
	Témoin	Coef	SE	Sign.	En prop. (%)	Proportion contrefactuelle	Coef	SE	Sign.	En prop. (%)
	Moy.									
	(a)	(b)			(b/a)	(c)	(d)			(d/c)
Premier semestre										
Nb mois d'emploi	2.41	-0.18	0.07	**	-7.5	2.31	-0.21	0.08	***	-9.1
Indice synth. d'emploi	1.89	-0.20	0.06	***	-10.6	1.79	-0.23	0.07	***	-13.0
Première année										
Nb mois d'emploi	5.23	-0.18	0.12	.	-3.4	5.10	-0.21	0.14	.	-4.1
Indice synth. d'emploi	4.09	-0.24	0.11	**	-5.9	3.97	-0.28	0.12	**	-7.0
Deuxième année										
Nb mois d'emploi	6.31	-0.03	0.17	.	-3.8	6.24	-0.03	0.19	.	-0.5
Indice synth. d'emploi	5.05	0.00	0.16	.	0.0	4.97	0.00	0.18	.	0.1

Enquêtes midline et endline.
L'indice synthétique d'emploi vaut 1 pour les jeunes ayant travaillé tout le mois à temps complet, 2/3 pour ceux ayant travaillé tout le mois à temps partiel ou une partie du mois à temps complet, 1/3 pour ceux ayant travaillé à temps partiel une partie du mois et enfin 0 pour ceux n'ayant pas travaillé durant le mois. Les écarts-types sont robustes à l'hétéroscédasticité et sont clusterés au niveau mission locale. * significatif à 10 % ; ** significatif à 5 % et de *** significatif à 1 %.

nération correspondant au salaire minimum à temps complet). Ceci est susceptible de renforcer les incitations négatives à l'emploi et devrait contribuer à encourager l'emploi à temps partiel au détriment de celui à temps complet.

Les questionnaires bâtis permettent de renseigner la situation en emploi mois par mois et de la qualifier. Pour chacun des mois de l'expérimentation, il est ainsi possible de savoir si les individus enquêtés ont travaillé, si c'était tout le mois ou une partie du mois, majoritairement à temps complet ou à temps partiel. Avec le cumul des deux enquêtes, nous reconstruisons la chronologie en emploi sur deux ans. Il convient de noter que les résultats pour les 12 premiers mois sont obtenus à partir des réponses à l'enquête d'avril 2012 tandis que les résultats pour les mois suivants sont obtenus à partir des réponses à l'enquête d'avril 2013. Les résultats sont présentés dans la figure 2.4 de la même façon que pour la participation au programme : le taux d'accès à l'emploi mensuel des jeunes des deux groupes est représenté ainsi que la zone ombrée permettant de déterminer la significativité de la différence (voir section 2.4.1). La figure (a) présente le taux d'emploi au cours du mois considéré, la figure (b) le taux d'emploi à temps complet, la figure (c) le taux d'emploi à temps partiel. Enfin la figure (d) agrège ces différentes informations pour construire un index d'emploi valant 1 pour les jeunes ayant travaillé tout le mois à temps complet, $2/3$ pour ceux ayant travaillé tout le mois à temps partiel ou une partie du mois à temps complet, $1/3$ pour ceux ayant travaillé à temps partiel une partie du mois et enfin 0 pour ceux n'ayant pas travaillé durant le mois.

Les résultats montrent clairement l'existence d'un impact négatif du programme expérimental au cours des six premiers mois. Cet impact s'observe pour toutes les formes d'emploi considérées, à l'exception de l'emploi à temps partiel pour lequel on ne détecte aucun effet. Ce résultat est donc compatible avec un effet désincitatif des transferts sur l'emploi²⁶. La raison pour laquelle cet effet ne s'observe que temporairement peut être liée au fait que les transferts prévus par le programme ne durent qu'un temps (voir figure 2.1).

L'effet n'est toutefois pas considérable. Le tableau 2.9 présente les résultats en Intention de Traitement (panel gauche) et en Treatment On the Treated (panel de droite) pour les six premiers mois, la première année et la deuxième année. Si on considère l'indice de « volume » d'emploi, la réduction pour les signataires du contrat sur la première année est de -0,28, à comparer avec la moyenne contrefactuelle de 3,97. Ceci représente une réduction de seulement 7 %.

Les enquêtes effectuées permettent aussi de mesurer le type d'emploi occupé au moment de l'enquête (tableau 2.8). Comme pour les tableaux précédents, le panel de gauche présente les résultats pour l'enquête intermédiaire et le panel de droite ceux pour l'enquête finale. Différentes dimensions d'hétérogénéité d'emploi sont considérées : type de contrat (contrat à durée indéterminée, contrat à durée

26. Il pourrait en toute rigueur s'agir d'un effet de *locking-in*, mais l'absence d'impact sur les investissements d'employabilité ou sur la recherche d'emploi ainsi que le rythme modeste des rendez-vous impliqués par le programme (un par mois en théorie) laisse penser que ce n'est pas ce dont il s'agit.

déterminée, intérim, apprentissage ou bien stage), emploi formel ou informel, emploi subventionné et nature de l'employeur privé ou public. On ne détecte quasiment aucun impact du programme expérimental sur le type d'emploi obtenu, à l'exception de taux légèrement plus élevés d'emplois informels et dans le secteur public (écarts significatifs à 10 % seulement).

2.4.5 Revenus et intégration sociale

Tableau 2.10 – Dépenses en avril 2012

	Obs	Témoin	Coef	SE	Sign.
Dépenses de loisir au cours du dernier mois					
Nb. de restaurants	3304	2.2	0.0	0.1	.
Nb. de sorties	3276	2.1	-0.1	0.1	.
Dépenses de tabac	3413	29.6	1.5	1.8	.
Dépenses de téléphone	3390	55.6	-3.4	5.8	.
Indice synth. de loisir	3219	0.0	0.0	3.6	.
Plus grande dépense des 12 derniers mois	3117	660.3	33.6	44.7	.
A épargné lors des 12 derniers mois	3413	45.4	5.0	2.1	**
Epargne au 1 ^{er} trimestre 2012	3299	210.8	36.8	17.3	**
Contraintes financières au cours des 12 derniers mois					
Pb pour payer les factures	3413	27.7	-0.2	1.7	.
Pb pour payer le loyer	3413	18.1	-0.8	1.7	.
Pb pour payer les impôts	3413	8.7	-0.1	1.0	.
A passé une journée sans repas	3413	19.4	-1.1	1.4	.
A renoncé à des soins médicaux (raison fin.)	3413	24.4	-0.7	1.4	.
Découvert bancaire	3413	45.0	-1.7	1.7	.
A renoncé à une formation (raison fin.)	3413	13.7	-0.4	1.3	.
Indice synth. de contraintes financières ^a	3413	0.0	-2.8	4.0	.

Enquête midline.

Estimations en intention de traitement (ITT, voir équation 2.3.2). Les écarts-types sont robustes à l'hétéroscédasticité et sont clusterés au niveau mission locale. * significatif à 10 % ; ** significatif à 5 % et de *** significatif à 1 %.

(a) regroupe toutes les dimensions de la partie contraintes financières du tableau.

L'un des objectifs du programme expérimental est aussi de donner aux jeunes des moyens financiers supplémentaires permettant d'accroître leurs ressources et de favoriser leur intégration. Les enquêtes effectuées permettent de mesurer l'impact du programme sur ces différentes dimensions. Là encore, le programme semble manquer d'efficacité puisqu'on ne trouve pas d'impact fort du programme sur les revenus, ni d'amélioration de l'intégration sociale. Le seul résultat notable auquel on parvienne est que les jeunes du groupe test épargnent davantage.

Le tableau 2.12 présente l'impact du programme expérimental sur les différentes sources de revenus des jeunes aux mois de mars 2012 et 2013. Le tableau présente

Tableau 2.11 – Mobilité et intégration sociale

	Enq. midline – 3417				Enq. endline – 2310			
	Témoin	Coef	SE	Sign.	Témoin	Coef	SE	Sign.
Mobilité. Se déplace principalement :								
A pied	9.3	-0.5	1.2	.	7.9	0.0	1.1	.
En vélo	1.7	0.3	0.5	.	1.9	0.2	0.8	.
Transports publics	37.5	2.8	2.0	.	29.6	3.3	2.0	*
A l'aide des parents	2.8	-1.1	0.5	**	1.6	-0.2	0.6	.
En scooter	5.1	-0.9	0.8	.	3.6	0.7	0.8	.
En voiture	43.7	-0.5	1.4	.	55.4	-4.1	2.0	**
Confiance dans les institutions								
Ecole	64.0	3.9	1.7	**	66.4	0.3	2.2	.
Syst. de santé	84.1	1.1	1.6	.	82.7	-2.0	1.6	.
Mission locale	81.2	6.6	1.2	***	69.9	7.8	1.9	***
Justice	53.8	2.3	1.6	.	56.3	-2.9	2.3	.
Somme	2.83	0.14	0.04	***	2.75	0.03	0.06	.
Traits de personnalité et intégration sociale								
Préf. pour le présent ^a	97.7	0.4	3.2	.	101.9	-6.8	3.9	*
Locus of control [/20]	10.8	0.0	0.1	.	10.1	-0.0	0.2	.
Satisfaction dans la vie	71.2	0.9	0.6	.	71.7	-0.5	0.9	.
Absence d'amis	5.4	1.9	0.9	**	6.4	0.0	1.0	.
Nb d'amis	4.0	-0.1	0.1	.	4.2	0.1	0.1	.
Doit de l'argent à un proche	16.4	-2.5	1.0	**	15.4	0.8	1.6	.

Enquêtes midline et endline.

Les écarts-types sont robustes à l'hétéroscédasticité et sont clusterés au niveau mission locale. * significatif à 10 % ; ** significatif à 5 % et de *** significatif à 1 %.

(a) nb moyen de jours que les répondants sont prêts à attendre pour percevoir une somme 25 % plus élevée (250 € contre 200 €).

trois panels. Le panel de gauche et le panel médian présentent les résultats en intention de traitement pour les enquêtes midline (panel gauche) et médian (panel médian), c'est-à-dire en comparant l'ensemble des jeunes du groupe témoin (ayant signé un contrat standard) à l'ensemble des jeunes du groupe test (ayant signé à 82 % un contrat expérimental, et à 18 % un contrat standard). Le panel de droite considère à nouveau l'enquête midline mais présente les résultats en *Treatment On the Treated*, c'est-à-dire sur la population des jeunes ayant signé un contrat expérimental.

Le tableau présente un premier résultat surprenant : le revenu des jeunes du groupe test ne progresse que de 40 € au mois de mars 2012 par rapport au revenu du groupe de contrôle qui se situe en moyenne à 602 €. Le programme ne parvient ainsi à accroître les ressources des jeunes que très faiblement. Pourtant au mois de mars 2012, 11 mois après le démarrage de l'expérimentation, le programme distribue encore le montant théorique maximal d'allocation (250 € par mois pour les jeunes qui ne travaillent pas). Mais le tableau présente le deuxième résultat surprenant : les revenus perçus de la mission locale par les jeunes du groupe test ne progressent que de 87 € en moyenne.

Il y a en fait une substitution importante entre les différentes sources de revenu : les revenus perçus de la ML progressent de 87 € mais les autres revenus baissent de 47 €. Cette baisse est générale et concerne l'ensemble des sources de revenus : les revenus tirés du marché du travail (26 €, mais non significativement différent de zéro) et les autres sources de revenus (21 €); en particulier on observe une baisse significative bien que modeste (10 €) des revenus reçus des parents.

La taxe implicite de 24 % sur les revenus d'activité est la principale explication du fait que les revenus tirés de la ML ne progressent que de 87 € pour les jeunes du groupe test. En fait si on considère les résultats en *Treatment On the Treated*, on constate d'abord que les revenus des signataires du contrat expérimental progressent de 102 € par rapport à une moyenne contrefactuelle de 23 €; les jeunes signataires touchent ainsi en moyenne 125 € (=102+23) de la part de la ML. Ce montant est néanmoins encore loin des 250 € théoriques maximaux. L'explication vient du fait que les jeunes perçoivent des revenus d'activité. Ces revenus s'élèvent en moyenne à 435 € pour les signataires du contrat expérimental (contre 465 € pour la moyenne contrefactuelle). Le montant de la taxe implicite sur ces revenus est ainsi de $0,24 \times 435 \text{ €} = 104 \text{ €}$ ²⁷. En ajoutant ces 104 € aux 125 € reçus en moyenne de la ML, on obtient 229 € : il subsiste un léger décalage avec les 250 € attendus, qui s'explique par le fait qu'il y a eu un léger abandon du programme par les signataires.

Mais ces effets moyens sur les ressources cachent des disparités importantes. Pour les jeunes disposant des ressources les plus faibles, bénéficier du programme conduit à une nette progression des ressources totales en mars 2012. Ainsi, parmi les

27. Ce calcul est réalisé à titre illustratif et ne tient pas compte de la non-linéarité de la taxe implicite (absence de taxe implicite sur les revenus supérieurs à 1 050 €, à partir duquel la taxe est nulle).

jeunes du groupe traité, les 15 % (respectivement 25 %) les moins dotés disposent en mars 2012 de 110 euros (respectivement 117 euros) de plus que les jeunes du groupe témoin. Pour les jeunes au milieu de la distribution des revenus (médiane), pouvoir bénéficier du RCA entraîne une hausse de 55 euros environ. En revanche, pour les 50 % de jeunes les plus dotés, le RCA n'augmente pas les ressources. Parmi ces jeunes, une grande partie a travaillé au cours du mois de mars 2012, ce qui explique qu'ils ne touchent pas ou peu d'allocations de la mission locale s'ils font partie du groupe traité et donc que leurs revenus diffèrent peu de ceux des jeunes du groupe témoin.

Le tableau 2.10 montre que la modeste progression des revenus ne modifie pas les dépenses des jeunes de façon importante²⁸. En particulier on n'observe aucune augmentation des dépenses de « tentation » pas plus que de progression d'achat important. En revanche l'épargne est plus fréquente chez les jeunes du groupe test : au premier trimestre 2012, ceux-ci ont épargné 37 € de plus que le groupe de contrôle (211 €). En revanche, on n'observe pas de modification des contraintes financières perçues. L'enquête midline interroge les jeunes sur différentes dimensions de ces contraintes : problèmes pour régler des factures, le loyer, les impôts, le fait de passer une journée sans repas ou le fait de renoncer à des soins de santé. On voit que ces problèmes financiers sont bien réels puisque en moyenne 20 % des jeunes déclarent percevoir ce type de contraintes. Pour autant, le programme ne semble pas diminuer ces contraintes pour les jeunes.

Un dernier aspect important est celui de l'intégration. Les enquêtes que nous avons effectuées permettent d'appréhender plusieurs dimensions de l'intégration. Les résultats sont reportés dans le tableau 2.11. La première dimension de l'intégration que nous considérons est celle de la mobilité. La mobilité est considérée comme un problème important pour ces jeunes, qui peut freiner leur insertion. Nos enquêtes interrogent les jeunes sur leur moyen de transport habituel. Le panel supérieur du tableau montre qu'il y a très peu d'écart de ce point de vue entre jeunes des groupes tests et témoins²⁹.

Une autre dimension de l'intégration que nous abordons est celle de la confiance et en particulier de la confiance dans les institutions : école, système de santé, ML, justice. La confiance à l'égard de la ML est durablement plus élevée chez les jeunes du groupe test (+8 points par rapport au groupe témoin dans l'enquête endline). C'est un progrès notable. Les jeunes concernés par l'expérimentation sont caractérisés par une défiance importante à l'égard des institutions. Nouer une relation de confiance avec eux est notoirement difficile. C'est souvent le premier écueil sur lequel butent les programmes. Certains d'entre eux cherchent même à développer

28. Le tableau ne concerne que les dépenses reportées dans l'enquête midline, les dépenses n'ont pas été enquêtées au endline.

29. L'autonomie des jeunes en matière de transport progresse cependant entre les deux enquêtes, espacées d'un an : dans le groupe test comme dans le groupe témoin, la proportion des jeunes utilisant principalement les transports publics baisse de 18 points entre avril 2012 et avril 2013, tandis que celle de ceux utilisant principalement leur voiture augmente significativement.

des modes d'organisation particuliers comme des clubs de recherche d'emploi pour surmonter cet obstacle³⁰.

La dernière dimension de l'intégration que nous abordons est plus hétéroclite. Elle concerne des traits de caractères comme le locus de control ou bien la préférence pour le présent, les relations sociales comme le nombre d'amis et la satisfaction générale vis-à-vis de son existence. Le tableau montre que très peu de ces dimensions sont affectées significativement.

30. D'autres questions présentes dans l'enquête demandent aux jeunes leur opinion vis-à-vis de la ML dans différentes dimensions. Les résultats obtenus avec ces questions confirment le fait que le versement régulier de l'allocation permet de construire une relation de confiance plus durable entre la ML et les jeunes.

Tableau 2.12 – Revenus en mars 2012 et 2013 (en euros)

	Intention To Treat parameter								Treatment On the Treated parameter				
	Enq. midline				Enq. endline				Enq. midline				
	Témoin	Coef	SE	Sign.	Témoin	Coef	SE	Sign.	Moy.	Coef	SE	Sign.	En prop.
	Moy.				Moy.				contrefactuelle				(%)
									(c)	(d)			(d/c)
Revenu global	602	40	16	**	731	-10	20	.	569	47	18	***	8.3
De la ML	33	87	6	***	8	6	3	*	23	102	6	***	448.1
D'autres sources	569	-46	16	***	723	-16	20	.	547	-54	18	***	-10.0
<i>Rev. d'activité</i>	483	-26	16	.	676	-5	21	.	465	-30	18	*	-6.4
Salaire	372	-11	15	.	491	-5	24	.	359	-13	17	.	-3.6
Petits boulots	18	-3	3	.	24	-6	6	.	19	-4	3	.	-21.3
Alloc. chômage	78	-7	7	.	138	5	12	.	72	-9	8	.	-12.3
Indemn. formation	15	-4	3	.	22	2	4	.	16	-4	3	.	-26.3
<i>Autres revenus</i>	86	-21	6	***	47	-10	7	.	81	-24	7	***	-30.1
Parents	37	-10	3	***	41	-12	5	**	39	-12	4	***	-30.0
Autres	49	-11	5	**	6	2	4	.	43	-13	6	**	-30.2

Enquêtes midline et endline.

Les écarts-types sont robustes à l'hétéroscédasticité et sont clusterés au niveau mission locale. * significatif à 10 % ; ** significatif à 5 % et de *** significatif à 1 %.

2.5 Hétérogénéité de l'effet du programme

Cette partie détaille les résultats précédents sur des sous-populations de jeunes, afin de déterminer s'il existe une hétérogénéité de l'effet du programme, selon différentes dimensions : jeunes contraints ou non financièrement, genre et proximité plus ou moins grande à l'emploi. Dans l'ensemble, ces résultats ne mettent pas en évidence de dimension d'hétérogénéité forte et ne sont pas de nature à remettre en cause les résultats présentés précédemment. La méthode d'estimation des résultats par sous-population est présentée dans la section 2.3.4.

Les tableaux de résultats que nous construisons pour chacune des dimensions d'hétérogénéité présentent dans leur panel de gauche les résultats pour les jeunes ne satisfaisant pas le critère d'hétérogénéité (par exemple de faibles contraintes budgétaires dans le tableau 2.16) et dans le panel de droite les résultats pour ceux satisfaisant ce critère (par exemple de fortes contraintes budgétaires). La dernière colonne donne le résultat du test de l'hypothèse d'identité entre les effets sur les deux populations. On n'a considéré qu'un ensemble réduit reprenant les principales variables de l'analyse : indice synthétique d'emploi sur la première année et sur la deuxième année (cf. tableau 2.9 pour le détail des questions utilisées), indices synthétiques d'investissement en capital humain et de recherche d'emploi (cf. tableau 2.7), revenu en mars 2013, niveau d'épargne en mars 2013, contraintes financières perçues ainsi que quelques variables tirées du fichier administratif et portant sur les services reçus de la part de la ML. Les tableaux figurent dans l'annexe 2.B.

La première dimension que nous étudions est celle des contraintes budgétaires. On s'attend en effet à ce que les jeunes les plus susceptibles de subir des contraintes budgétaires bénéficient le plus du programme, en particulier en ce qui concerne les investissements d'employabilité. Identifier la population des jeunes les plus susceptibles de percevoir ces contraintes n'est pas aisé. Nous avons utilisé l'indice de contraintes financières construit à partir des informations disponibles dans l'enquête midline sur les contraintes financières perçues (cf. tableau 2.10 pour le détail des questions utilisées). Nous avons examiné pour les jeunes du groupes de contrôle comment cet indice peut être prédit à partir des variables disponibles dans le fichier administratif en utilisant uniquement des variables construites antérieurement au début de l'expérimentation. Nous avons alors considéré qu'un jeune était fortement contraint financièrement si la valeur prédite de son indice synthétique de contrainte était supérieure à la valeur médiane de l'indice dans le groupe de contrôle. Dans le cas contraire, le jeune est considéré comme faiblement contraint. Les résultats apparaissent dans le tableau 2.16. Comme on le voit les effets dans les deux groupes sont très proches. La seule différence notable et significative provient du fait que les contraintes budgétaires s'allègent significativement pour les jeunes les plus susceptibles de les percevoir. On note aussi que les jeunes les plus susceptibles de percevoir des contraintes ont une épargne significative.

Nous examinons aussi l'hétérogénéité concernant le genre et la proximité à l'emploi. La mesure du degré de proximité à l'emploi s'appuie sur le fait que le programme

standard comporte deux niveaux : un niveau simple et un niveau dit « renforcé » prévoyant des rendez-vous plus nombreux et un suivi plus intensif. Il est réservé aux jeunes diagnostiqués par les conseillers comme présentant des problèmes d'insertion particulièrement importants lors de leur inscription dans le programme. Les jeunes inscrits en programme standard ou expérimental renforcé sont considérés comme plus éloignés de l'emploi. Les tableaux 2.17 et 2.18 présentent les résultats. On note comme pour le tableau précédent que les effets estimés sur les deux groupes sont très proches. Ceci est particulièrement frappant pour le tableau portant sur le genre pour lequel aucune différence n'est significative entre les effets sur les hommes et sur les femmes (dernière colonne). Pour le tableau portant sur la distance à l'emploi, on observe certaines différences significatives. Elles portent sur les investissements en capital humain. On observe que les jeunes les plus éloignés de l'emploi ont effectué davantage d'investissement en capital humain que les jeunes moins éloignés dans le groupe test, et moins dans le groupe témoin. C'est un résultat intéressant mais un examen des différentes composantes entrant dans la définition de l'indice montre que c'est principalement la dimension d'auto-évaluation des perspectives sur le marché du travail qui montre une amélioration.

2.6 Tests de robustesse

Les enquêtes midline et endline apportent un complément d'information très utile aux données administratives. Ces enquêtes présentent cependant la difficulté d'avoir des taux de réponse faibles et plus élevés dans le groupe test que dans le groupe de contrôle (voir tableau 2.2). Ceci pose la question de la validité interne et de la validité externe des résultats obtenus à partir de ces enquêtes : le différentiel de taux de réponse entre groupes test et contrôle ne réintroduit-il pas de la sélection en mesurant les outcomes sur deux populations distinctes ? Les résultats obtenus sont-ils bien représentatifs de toute la population concernée par l'expérimentation ?

Pour répondre à ces questions, nous considérons d'abord les tableaux 2.2 et 2.13. Le tableau 2.2 montre que le taux de réponse est significativement lié aux caractéristiques individuelles dont on peut disposer dans le fichier administratif. Le tableau 2.13 montre quant à lui que pour chacune des deux enquêtes midline et endline, les deux populations des répondants dans les groupes tests et témoins sont équilibrées (en s'appuyant sur des variables du fichier administratif enregistrées avant le démarrage de l'expérimentation). Ces deux résultats peuvent mener à deux conclusions. D'une part, les répondants à l'enquête sont spécifiques ce qui implique que la validité externe pourrait être en question. D'autre part, les deux populations de répondants des groupes tests et contrôle sont bien identiques, ce qui laisse penser que la validité interne serait moins mise à mal.

Pour poursuivre cette investigation, nous procédons à des analyses complémentaires. D'abord, nous avons la chance de disposer d'un grand nombre de variables de résultat pertinentes pour notre analyse, qui proviennent du fichier administratif

et sont donc disponibles pour la totalité de la population. Ceci permet de mesurer l'impact du programme sur trois populations différentes : la population totale, les répondants à l'enquête midline et les répondants à l'enquête endline. Pour tester formellement l'existence d'éventuelles différences dans l'impact du programme entre ces trois populations, nous procédons à un test statistique construit à partir de l'estimation du modèle suivant :

$$y_{m,i} = a + cZ_i + dZ_iM_i(1 - E_i) + eZ_i(1 - M_i)E_i + fZ_iM_iE_i \quad (2.6.1) \\ + g_1M_i(1 - E_i) + g_2(1 - M_i)E_i + g_3M_iE_i + x_ib + \sum_m \alpha_m I_m + u_{m,i}$$

où M_i et E_i sont les indicatrices de réponse aux enquêtes midline et endline et Z_i représente toujours la variable d'assignation au groupe test. Le coefficient c correspond à l'effet sur la population totale. Le coefficient d mesure la différence entre l'effet pour les jeunes répondant au midline mais pas au endline et cet effet global. Les coefficients e et f mesurent les quantités analogues pour les populations de jeunes répondant au endline mais pas au midline (e) et répondant au endline et au midline (f). L'hypothèse $d = e = f = 0$ correspond ainsi à l'absence d'effet des comportements de réponse sur l'impact estimé. Si l'hypothèse est acceptée alors cela signifie que ni la validité interne ni la validité externe ne sont compromises.

Les résultats apparaissent dans le tableau 2.14. Le premier jeu de colonnes rappelle les résultats de l'estimation sur l'ensemble de la population, les deuxièmes et troisièmes jeux de colonnes présentent les résultats de l'estimation lorsque l'on se restreint respectivement aux répondants des enquêtes midline et endline. Enfin la dernière colonne présente le résultat du test précédemment exposé (portant sur la nullité des coefficients d , e et f dans le modèle 2.6.1). Chaque ligne correspond à une variable. On retient les variables centrales de l'analyse provenant du fichier administratif : le nombre d'entretiens avec un conseiller, le nombre total d'actions du conseiller enregistrées, en distinguant celles portant sur l'emploi et celles portant sur les formations, les mises en relation sur des offres d'emploi et sur des formations et enfin les emplois ou formations effectivement démarrés. Ces variables sont calculées soit sur le premier trimestre (panel supérieur), soit sur le premier semestre (panel médian) soit sur la première année (panel inférieur). Les résultats montrent que les impacts de l'assignation au groupe test sont très proches pour l'ensemble de ces variables. Cette convergence est confirmée par les résultats des tests effectués. La plupart du temps, l'hypothèse testée est largement acceptée. Elle n'est rejetée qu'une seule fois au seuil de 5 % et deux fois au seuil de 10 %, sur l'ensemble des 24 tests effectués.

La figure 2.5.a présente des résultats de même nature : elle reporte l'impact du programme expérimental sur le nombre d'entretiens moyen mois par mois, en considérant l'ensemble de la population de l'expérimentation ou en se restreignent aux seuls répondants des enquêtes. Le graphique montre clairement que le profil estimé pour l'effet du programme sur le nombre d'entretiens est très proche pour chacune des estimations considérées (on ne fait pas figurer les écart-types sur ce graphique pour ne pas l'alourdir).

Un dernier ensemble de tests consiste plus classiquement à reporter des estimateurs alternatifs pour un ensemble de variables reportées dans les enquêtes midline et endline. Les résultats sont présentés dans le tableau 2.15. Le premier jeu de colonnes rappelle les résultats de la spécification retenue dans l'article : il s'agit de l'estimation de l'équation (2.3.2) lorsque des variables de contrôle sont introduites, dont les résultats ont été présentés dans certains tableaux de la section 2.4). Le deuxième présente les résultats de l'estimation de l'équation (2.3.1, c'est à dire sans variables de contrôle. Le troisième jeu de colonnes présente les résultats lorsque l'on « rééquilibre les échantillons de répondants » suivant la méthode proposée par Behaghel, Crepon et al. 2015. Cette procédure consiste à ne conserver dans le groupe test (ayant un taux de réponse supérieur) que les individus ayant été joints avant un nombre de tentatives déterminé, tel que les taux de réponse finaux dans les deux groupes soient identiques (18 appels en l'occurrence pour l'enquête midline, avec un taux de réponse dans les groupes test et témoin de 59 %, voir figure 2.5.b). Enfin les deux derniers jeux de colonnes présentent les estimations des bornes proposées par Lee 2009.

Les résultats montrent d'abord que les bornes de Lee ne sont pas très informatives : les intervalles estimés sont très grands. La plupart du temps, ils englobent zéro et si ce n'est pas le cas, il est clair compte tenu des écart-type que l'intervalle de confiance autour de l'une des bornes au moins contiendrait systématiquement zéro. On note pour les trois méthodes d'estimation alternatives retenues une bonne convergence des résultats. En particulier, la procédure consistant à rééquilibrer les taux de réponses des groupes test et contrôle donne des résultats très similaires à ceux obtenus lorsqu'on ne le fait pas. On note enfin que les estimations sans variables de contrôle donne des résultats cohérents avec ceux obtenus pour les deux autres procédures (non significativement différents), mais que les estimations ponctuelles sont un peu différents. Néanmoins, les conclusions restent toujours les mêmes pour l'ensemble des variables présentes dans le tableau.

2.7 Conclusion

Les programmes d'accompagnement destinés aux jeunes peu qualifiés sont en général peu efficaces. L'une des explications de cette inefficacité serait qu'une majorité de ces jeunes s'investiraient peu dans les programmes qui leur sont proposés, parce qu'ils les jugent peu adaptés à leurs besoins, ou qu'ils ne perçoivent pas l'intérêt de s'investir à moyen terme dans une formation ou l'amélioration de leurs compétences.

Ce chapitre présente les résultats d'une évaluation randomisée conduite à grande échelle en France qui vise à activer un levier jusque là peu mobilisé dans les programmes d'accompagnement destinés aux jeunes peu qualifiés, en proposant à ces derniers une allocation mensuelle tant qu'ils s'investissent activement dans leur programme d'accompagnement. Cette évaluation permet ainsi de déterminer si des incitations monétaires sont en mesure de renforcer l'investissement des jeunes dans leur

programme d'accompagnement, alors même que leur motivation initiale est faible. Cela pourrait permettre de renforcer l'efficacité des programmes d'accompagnement leur étant destinés.

Le montant de l'allocation est relativement limité, puisqu'il atteint au maximum 250 euros par mois, soit 23 % du salaire minimum. L'allocation a cependant eu un impact très net sur la participation des jeunes au programme. Les jeunes bénéficiant de l'allocation vont plus souvent à la mission locale et restent plus longtemps suivis que les jeunes suivis en programme standard, alors que l'offre d'accompagnement est la même. Au total, les jeunes du programme expérimental (avec allocation) rencontrent en moyenne 15 fois leur conseiller, contre 8 fois en programme standard. Ils reçoivent également légèrement plus de propositions de formations, d'ateliers ou d'offres de travail.

Les autres effets positifs attendus du programme expérimental ne se sont cependant pas manifestés : un an comme deux ans après l'entrée en programme, le taux d'emploi des jeunes plafonne à environ 50 %, sans différence significative entre jeunes suivis en programme standard ou expérimental ; le taux de reprise d'une formation et les efforts de recherche d'emploi sont également similaires entre les deux groupes.

A contrario, pendant les 6 premiers mois du programme, le taux d'emploi des jeunes suivis en programme expérimental a été légèrement plus faible, d'environ 3 points de pourcentage, que celui des jeunes suivis en programme standard, probablement en lien avec un effet désincitatif de l'allocation.

Le coût du programme est pourtant élevé. Si on s'en tient seulement au supplément d'allocation versé (hors coût des entretiens supplémentaires induits par le programme), nos résultats montrent une progression de 1868 € par jeune, portant le transfert initial de 264 € par jeune à 2132 €. Le nombre de jeunes s'inscrivant dans le programme standard chaque année est de l'ordre de 200 000 jeunes. Le coût additionnel est donc de $1868 \times 200\,000 = 370$ M€. En outre, le programme implique une progression de 6,5 rendez-vous par jeunes. Pour 200 000 jeunes, cela représente une progression du nombre de rendez-vous de 1,3 million. Il n'a cependant pas été possible de chiffrer le coût que représente cette charge supplémentaire pour les ML.

Trois mécanismes peuvent venir expliquer le manque d'efficacité du programme : faible demande de travail, faible utilité de l'accompagnement proposé par les missions locales, et manque d'investissement réel de la part des jeunes, malgré leur plus grande présence à la mission locale. Les éléments quantitatifs présentés dans ce chapitre et ceux provenant d'une évaluation qualitative menée par le Credoc (Guisse et Gilles 2014 ; Aeberhardt et al. 2014) laissent penser que ces trois mécanismes jouent simultanément.

D'abord, la demande de travail adressée aux jeunes participant au programme, généralement très peu qualifiés, est faible, en particulier pendant la période d'expérimentation (2011-2013) qui coïncide avec une forte augmentation du chômage des jeunes. Dans ces conditions, un programme comme le revenu contractuelisé d'auto-

nomie, visant à jouer sur l'offre de travail des jeunes, ne peut pas être pleinement efficace. Cela renforce l'idée que les programmes d'accompagnement destinés aux jeunes en difficulté doivent jouer simultanément sur l'offre et la demande de travail, par exemple en proposant des contrats aidés aux employeurs qui recruteraient les jeunes suivis en programme. Cette caractéristique a pu expliquer la relative efficacité du *New Deal for Young People* britannique (Davoine 2005 ; Giorgi 2005 ; Dorsett 2006 ; Beale et al. 2008).

Ensuite, les missions locales, chargées de la mise en œuvre du programme, ne proposent pas toujours de solutions concrètes et conformes aux attentes des jeunes, de sorte que ces derniers ont une appréciation très mitigée de l'accompagnement reçu³¹. Pour mémoire, dans l'enquête midline, seuls 23 % des jeunes du groupe test déclarent que leur conseiller les a aidés à trouver une offre d'emploi au cours des trois derniers mois, seuls 24 % considèrent que les offres d'emploi reçues la première année correspondent à leurs attentes et 31 % qu'elles sont en nombre suffisant (les taux dans le groupe de contrôle sont significativement plus faibles). La redéfinition et le renforcement de l'accompagnement prévus dans le cadre de la Garantie jeunes, expérimentée depuis fin 2013 et visant à remplacer partiellement le Civis, vont de ce point de vue dans le bon sens : pendant les six premières semaines du programme, la mission locale organise un accompagnement collectif intensif pour un groupe d'une quinzaine de jeunes, tandis que des expériences professionnelles multiples doivent ensuite leur être proposées (stages d'observation en entreprise, contrats aidés, etc.). Une somme de 1 600 euros par jeune est versée à la mission locale pour financer cet accompagnement renforcé.

Enfin, certains jeunes pourraient n'avoir pas saisi les offres qui leur étaient faites par leurs conseillers, tout en conservant le bénéfice de l'allocation mensuelle, en raison de l'insuffisante conditionnalité du programme. En effet, en théorie, la conditionnalité des versements devait porter sur l'adhésion au programme, le fait de définir un projet professionnel et d'en réaliser les différentes étapes. Dans les faits, exercer ce type de conditionnalité s'est avéré très difficile, et, en règle générale, la seule obligation réelle donnée par le programme a porté sur les rendez-vous mensuels avec le conseiller. Guisse et Gilles (2014) en concluent que, malgré une forte adhésion au dispositif par les jeunes et les acteurs, le caractère automatique de l'allocation n'a pas permis aux conseillers des missions locales de faire « levier » sur la construction et la mise en œuvre de projets d'insertion par les jeunes. De ce point de vue aussi, la Garantie jeunes diffère du Civis et du RCA, dans la mesure où une sélection impor-

31. L'évaluation qualitative a par ailleurs permis de montrer que la qualité perçue de l'accompagnement reçu est très variable d'un jeune à l'autre, avec une grande hétérogénéité entre et au sein des missions locales. Par exemple, certains bénéficiaires ont l'impression de venir à la mission locale pour rien : « [Avec l'allocation,] j'avais plus le sentiment que c'était pour se débarrasser de moi. Pour moi, le RCA, ça voulait dire « voilà, tu as de l'argent, c'est tout ». Pour moi c'était juste ça. Chaque fois que j'allais à la mission locale, je signalais seulement le papier et je n'avais aucune information. J'aurais plus aimé avoir une aide pour trouver un emploi plutôt que de l'argent », tandis que d'autres apprécient l'accompagnement prodigué : « Moi personnellement, avant le RCA, je n'ai pas eu l'occasion de rencontrer souvent la conseillère et en la voyant tous les mois, ça m'a permis de lui parler de mon projet tous les mois en fait et d'être plus conseillée ».

tante est censée être opérée à l'entrée du programme, exigeant du bénéficiaire qu'il veuille travailler, qu'il ait un projet professionnel défini et qu'il soit prêt à s'engager de façon intensive dans la démarche. L'évaluation de la Garantie jeunes prévue par le Comité scientifique devrait permettre de déterminer si les diverses modifications prévues dans la Garantie jeunes, par rapport au Civis et au RCA, ont permis d'accroître significativement l'efficacité du programme.

Un programme d'accompagnement alternatif pourrait par ailleurs pousser plus loin la logique de la conditionnalité, par exemple en octroyant une partie des transferts conditionnellement à la réalisation d'étapes significatives dans la direction de l'insertion. Un tel mécanisme est suggéré par Babcock et al. (2012) dans le cadre plus général de l'assurance chômage. Dans le registre différent de la scolarité dans les pays en développement, la conditionnalité des transferts a fait l'objet d'une attention soutenue. Les résultats de Baird et al. (2011) montrent que la conditionnalité renforce la participation par rapport à la non conditionnalité des transferts. Barrera-Osorio et al. (2011) montrent quant à eux que conditionner une partie des transferts à la réussite scolaire a un impact sur cette dernière.

La façon de décliner concrètement une telle stratégie n'est néanmoins pas claire. Les résultats obtenus sur le plan théorique (Benabou et Tirole 2003) tout comme les études produites dans un cadre expérimental (Ariely et al. 2009) conduisent à penser que l'attribution de primes à l'efficacité peuvent avoir des effets contreproductifs. Une possibilité alternative, qui pourrait faire l'objet d'une expérimentation dans le futur et qui avait été initialement envisagée dans le Livre Vert de la Jeunesse (2009), consisterait à doter les jeunes d'un capital (dotation d'autonomie), qui pourrait être versé de manière inconditionnelle à la majorité des jeunes ou à l'occasion de la réalisation d'étapes de leur parcours professionnel à la fois pour en accroître le rendement perçu et aussi pour en faciliter la réalisation.

2.A Annexe : Équilibrage de l'échantillon et tests de robustesse

Tableau 2.13 – Équilibrage : Ech. total et répondants aux enquêtes midline et endline

	Ech. total			Répondants aux enquêtes					
				Midline			Endline		
	Tém.	Coef	Sign.	Tém.	Coef	Sign.	Tém.	Coef	Sign.
Carac. sociodémographiques									
18 ans	23.2	-2.1	.	21.8	-1.4	.	21.3	-1.3	.
19 ans	22.8	1.4	.	22.3	2.8	*	22.5	2.8	.
20 ans	22.7	0.2	.	24.2	-1.9	.	24.8	-2.7	.
21 ans	18.6	0.3	.	18.9	0.0	.	18.0	1.9	.
22 ans	12.7	0.2	.	12.7	0.5	.	13.3	-0.7	.
Homme	48.2	0.4	.	45.8	1.3	.	46.2	0.8	.
Étranger	4.6	0.2	.	4.3	0.0	.	3.7	1.2	.
Non marié	92.2	-0.5	.	92.1	0.1	.	93.6	-0.4	.
A des enfants	4.0	1.4	**	3.3	2.4	***	3.2	1.1	.
Diplômes									
Permis de conduire	30.5	-1.8	.	34.3	-3.6	**	34.8	-2.8	.
Dipl. du supérieur	2.4	-0.3	.	2.9	-0.9	*	3.2	-1.3	*
Bac. ou équivalent	29.5	-0.6	.	34.1	-1.3	.	37.1	-1.3	.
BEP ou CAP	26.4	0.6	.	28.1	-1.0	.	28.2	-1.4	.
Décrocheur	34.1	-0.2	.	29.5	1.8	.	25.8	3.4	.
A quitté l'école à 16 ans	7.6	0.6	.	5.4	1.3	.	5.6	0.5	.
Logement									
Chez ses parents	62.2	-1.5	.	65.6	-0.7	.	68.6	-1.6	.
Chez d'autres mbres famille	9.9	0.6	.	9.3	0.2	.	8.8	-0.7	.
Vit seul	15.7	0.7	.	14.9	0.6	.	13.2	1.7	.
Chez des amis	5.6	-0.4	.	4.8	-0.6	.	4.3	-0.6	.
En habitat précaire	3.4	0.4	.	2.4	0.3	.	1.7	0.7	.
Ressources									
A des ressources propres	16.0	0.9	.	16.2	0.0	.	15.6	0.5	.
Montant moyen	74.4	1.8	.	78.7	-7.3	.	75.4	3.0	.
A une complémentaire santé	43.0	-1.4	.	44.7	-2.2	.	46.6	-1.7	.
Programme renforcé	42.3	0.9	.	35.6	3.1	.	32.1	3.8	.
Comment le jeune a connu la ML ?									
Par une administration	10.8	0.8	.	9.7	1.0	.	9.9	0.2	.
Par Pôle emploi	27.5	0.3	.	28.7	1.2	.	29.8	0.6	.
Par des proches	31.8	-1.0	.	32.7	-2.4	.	31.8	-0.8	.
Seul	17.0	0.0	.	16.3	0.3	.	16.8	-0.7	.
Relations avec le mission locale, emploi et formation au 1 ^{er} trimestre 2011									
# Contacts	5.5	-0.0	.	5.5	0.1	.	5.4	0.1	.
# Entretiens	3.3	0.0	.	3.3	0.1	.	3.3	0.1	.
# jours en emploi	6.7	0.1	.	7.0	0.2	.	7.4	0.6	.
# jours en formation	6.4	1.0	.	6.5	0.8	.	6.5	-0.1	.
A commencé un emploi	11.2	-0.1	.	11.7	-0.7	.	11.3	1.2	.
En emploi	14.5	0.3	.	14.9	0.1	.	15.5	1.8	.
En emploi à tps plein	10.6	0.0	.	11.4	-0.7	.	11.2	1.5	.

Continued on next page...

... table 2.13 continued

	Tém.	Coef	Sign.	Tém.	Coef	Sign.	Tém.	Coef	Sign.
En emploi à tps partiel	1.7	-0.2	.	1.2	0.6	.	1.5	0.0	.
En emploi aidé	3.0	0.4	.	3.3	0.2	.	3.8	0.2	.
A commencé 1 formation	8.7	2.0	*	8.6	2.4	*	8.8	1.5	.
En formation	13.4	2.1	.	13.4	2.0	.	12.8	1.8	.
A commencé 1 apprentissage	0.3	-0.1	.	0.2	-0.1	.	0.2	0.0	.
En apprentissage	1.0	-0.0	.	0.7	0.1	.	0.5	0.2	.
A commencé 1 stage	4.9	-0.5	.	5.1	-0.6	.	5.0	-0.0	.
En stage	5.0	-0.5	.	5.2	-0.6	.	5.0	-0.0	.
A l'école	0.7	0.3	.	0.8	0.3	.	0.6	0.5	.
Test global ($\chi^2(40)$ under H_0)	5492	68.3	.	3413	12.3	.	2310	79.2	.
A signé le progr. expérimental	0.0	81.9	***	0.1	85.0	***	0.0	86.5	***

Fichier administratif.

Les écarts-types sont robustes à l'hétéroscédasticité et sont clusterés au niveau mission locale. * significatif à 10 % ; ** significatif à 5 % et de *** significatif à 1 %.

Tableau 2.14 – Robustesse : impact en ITT sur des var. administratives estimées sur plusieurs sous-échantillons

	Ech. total				Enq. midline				Enq. endline				Test
	Tém.	coef	std	sign	Tém.	coef	std	sign	Tém.	coef	std	sign	p-value
Premier trimestre													
# d'actions de la ML													
# entretiens	1.82	1.26	0.11	***	1.86	1.34	0.12	***	1.91	1.35	0.12	***	14.4
Tous types	5.22	2.84	0.35	***	5.30	2.89	0.38	***	5.43	3.01	0.46	***	44.7
Emploi	3.03	1.64	0.29	***	3.11	1.61	0.30	***	3.29	1.57	0.36	***	95.4
Formation	0.89	0.37	0.09	***	0.94	0.35	0.10	***	0.96	0.41	0.12	***	54.4
# de mises en relation													
Emploi	0.47	0.13	0.05	**	0.48	0.11	0.05	*	0.49	0.13	0.07	*	97.7
Formation	0.15	0.05	0.02	***	0.15	0.04	0.02	**	0.16	0.03	0.02	.	84.3
# d'actions entreprises													
Emploi	0.70	0.04	0.03	.	0.74	0.05	0.04	.	0.74	0.09	0.05	*	44.7
Formation	0.50	0.02	0.02	.	0.50	0.02	0.03	.	0.50	0.02	0.05	.	63.6
Premier semestre													
# d'actions de la ML													
# entretiens	2.92	2.04	0.17	***	3.05	2.16	0.18	***	3.11	2.16	0.19	***	10.1
Tous types	8.12	4.48	0.48	***	8.42	4.56	0.51	***	8.56	4.68	0.59	***	39.0
Emploi	4.62	2.51	0.37	***	4.85	2.44	0.39	***	5.00	2.46	0.47	***	88.9
Formation	1.51	0.71	0.14	***	1.63	0.71	0.15	***	1.70	0.71	0.18	***	37.9
# de mises en relation													
Emploi	0.72	0.23	0.06	***	0.76	0.20	0.07	***	0.77	0.22	0.09	**	97.1
Formation	0.29	0.11	0.03	***	0.30	0.10	0.03	***	0.33	0.06	0.04	*	28.3
# d'actions entreprises													
Emploi	1.52	0.07	0.06	.	1.61	0.08	0.07	.	1.67	0.10	0.09	.	99.4
Formation	0.83	0.03	0.05	.	0.86	0.04	0.06	.	0.88	-0.00	0.08	.	68.1
Première année													
# d'actions de la ML													
# entretiens	5.82	3.15	0.24	***	6.09	3.37	0.27	***	6.17	3.24	0.27	***	1.1
Tous types	13.48	7.15	0.70	***	14.27	7.28	0.73	***	14.32	7.20	0.73	***	36.8
Emploi	7.45	4.15	0.56	***	7.90	4.25	0.61	***	7.96	4.18	0.63	***	87.9
Formation	2.64	1.16	0.22	***	2.90	1.10	0.25	***	2.98	1.07	0.27	***	22.1
# de mises en relation													
Emploi	1.09	0.46	0.11	***	1.16	0.45	0.12	***	1.13	0.49	0.14	***	81.7
Formation	0.53	0.16	0.04	***	0.57	0.13	0.04	***	0.58	0.10	0.05	*	8.4
# d'actions entreprises													
Emploi	2.77	0.18	0.09	**	2.97	0.23	0.12	*	3.11	0.21	0.17	.	79.9
Formation	0.83	0.03	0.05	.	0.86	0.04	0.06	.	0.88	-0.00	0.08	.	50.1
Nb obs		5492				3413				2310			

Fichier administratif.

Estimations en intention de traitement (ITT). Le résultat de la dernière colonne correspond à la p-value du F-test de nullité jointe des coefficients d , e , et f dans l'équation 2.6.1.

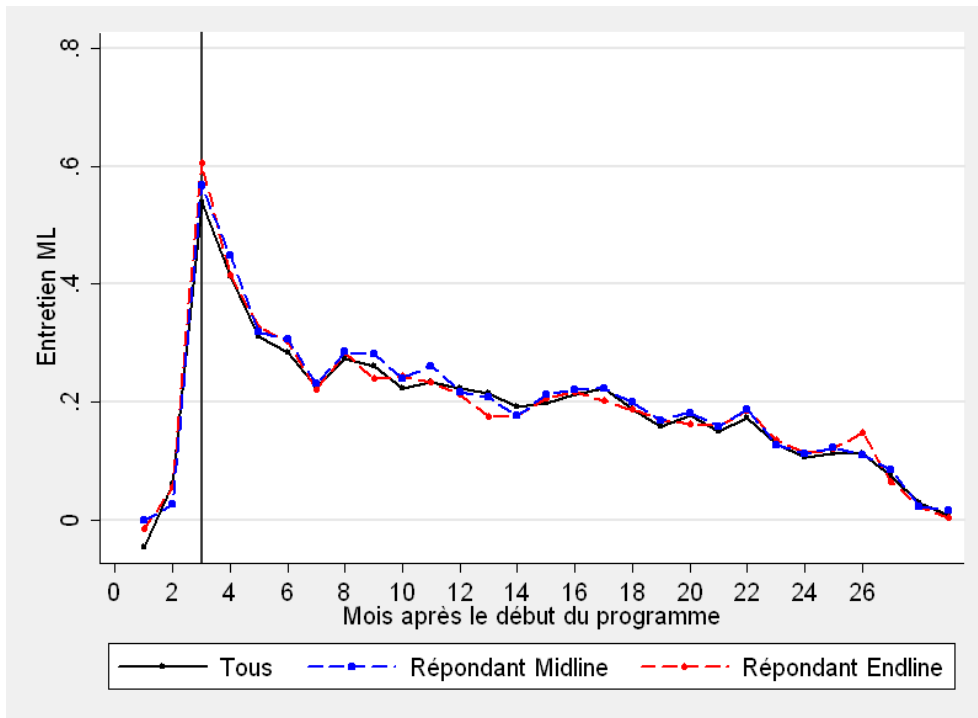
Tableau 2.15 – Principaux outcomes (enquêtes) - résultats avec plusieurs méthodes d'estimation

	Résultats principaux		Sans var. contrôle		Même tx de réponse		Bornes de Lee			
	Coef	std	Coef	std	Coef	std	Basse Coef	std	Haute Coef	std
Emploi										
Indice synth.	-23.7	10.8	-36.3	11.6	-26.1	11.0	-93.8	17.4	13.5	15.6
Investissements										
Capital Humain	1.9	3.5	3.1	3.8	1.5	3.6	-19.3	4.5	18.1	4.4
Recherche d'emploi	-2.6	3.3	-2.0	3.2	-1.8	3.5	-22.6	5.0	4.9	3.9
Revenus										
Total	40.3	15.8	35.1	17.0	41.2	16.5	-54.4	22.5	100.8	21.6
Du travail	-22.0	15.6	-36.5	16.5	-24.5	16.3	-127.9	24.3	14.4	20.1
Épargne	36.8	17.3	27.0	18.0	41.6	18.2	-92.8	20.7	49.9	16.8

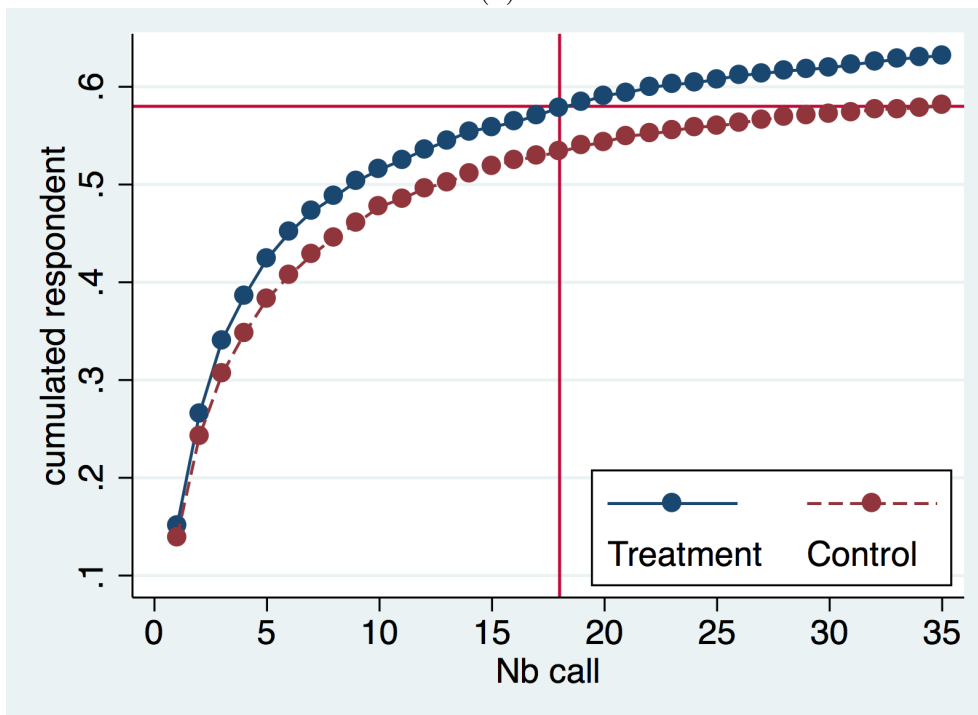
Enq. midline

Estimations en intention de traitement (ITT). Les deux premières colonnes correspondent aux résultats présentés dans le corps du chapitre. Les colonnes suivantes correspondent aux résultats sans ajouter de var. de contrôle (en conservant toutefois les indicatrices de ML). Les colonnes suivantes proviennent d'une analyse dans laquelle ont été supprimés les jeunes du groupe test qui ont répondu à l'enquête après plus de 18 appels, de sorte à égaliser taux de réponse dans les groupes test et témoin (voir le graphique 2.5 (b)). Les dernières colonnes donnent les bornes de Lee. Les écarts-types sont robustes à l'hétéroscédasticité et sont clusterés au niveau mission locale. * significatif à 10 % ; ** significatif à 5 % et de *** significatif à 1 %.

Graphique 2.5 – Robustesse



(a)



(b)

Fichier administratif et enquête midline.

Le graphique (a) compare le nombre d'entretiens entre les jeunes et leurs conseillers au cours du programme, sur trois échantillons (données administratives) : l'échantillon total (en noir), les répondants à l'enquête midline (en bleu) et les répondants à l'enquête endline (en rouge).

Le graphique du bas présente le taux de réponse des groupes test et témoin à l'enquête midline, en fonction du nombre d'appels émis (voir tableau 2.15).

2.B Annexe : Hétérogénéité de l'effet du programme

Tableau 2.16 – Hétérogénéité – Contraintes financières

	Obs	Probabilité d'être contraint financièrement								Diff. sign
		Tém.	Faible			Forte				
			Coef	std	sign	Tém.	Coef	std	sign	
Variables de l'enq. midline										
Indice synth. d'emploi	3413	4.41	-0.19	0.15	.	3.75	-0.29	0.15	*	.
Ind. synth. de capital humain	3413	4.16	-2.92	4.21	.	-4.42	6.78	5.27	.	.
Ind. synth. de rech. d'emploi	3413	-4.21	-2.91	4.62	.	4.47	-2.26	4.37	.	.
Revenu	3413	604	38	21	*	600	42	22	*	.
Montant d'épargne	3299	272	22	25	.	146	52	23	**	.
Ind. synth. de contraintes financières	3413	-23.45	4.20	4.47	.	24.92	-9.88	5.91	*	**
Variables de l'enq. endline										
Indice synth. d'emploi	2310	5.37	0.02	0.19	.	4.67	-0.02	0.21	.	.
Variables du fichier administratif										
Mois en programme	5486	11.56	8.01	0.34	***	11.15	7.76	0.41	***	.
Nb d'entretiens	5492	7.06	5.28	0.47	***	7.53	5.37	0.53	***	.
Formation au cours du 1 ^{er} trimestre										
Proposition	5492	0.86	0.33	0.09	***	0.93	0.39	0.11	***	.
Mise en relation	5492	0.14	0.05	0.02	**	0.16	0.05	0.02	**	.
Démarrage	5492	0.46	0.03	0.04	.	0.53	0.00	0.03	.	.

Fichier administratif et enquêtes midline et endline.

Le tableau présente les résultats de l'estimation de l'équation 2.3.4. Les écarts-types sont robustes à l'hétéroscédasticité et sont clusterés au niveau mission locale. * significatif à 10 % ; ** significatif à 5 % et de *** significatif à 1 %.

La partie gauche du tableau porte sur les jeunes repérés comme ayant une faible contrainte financière, et la partie droite sur ceux repérés comme ayant une forte contrainte. La dernière colonne présente les résultats d'un test d'égalité de l'impact du programme entre les deux groupes.

Tableau 2.17 – Hétérogénéité – Genre

	Obs	Tém.	Femmes			Tém.	Hommes			Diff.
			Coef	std	sign		Coef	std	sign	sign
Variables de l'enq. midline										
Indice synth. d'emploi	3413	3.71	-0.18	0.15	.	4.53	-0.31	0.16	*	.
Ind. synth. de capital humain	3413	-4.41	-0.64	4.87	.	5.21	4.72	5.30	.	.
Ind. synth. de rech. d'emploi	3413	2.55	-4.48	4.93	.	-3.01	-0.49	4.52	.	.
Revenu	3413	568	46	20	**	642	34	25	.	.
Montant d'épargne	3299	195	35	20	*	230	39	28	.	.
Ind. synth. de contraintes financières	3413	3.33	-2.49	4.67	.	-3.94	-3.16	5.92	.	.
Variables de l'enq. endline										
Indice synth. d'emploi	2310	4.56	0.10	0.22	.	5.62	-0.10	0.25	.	.
Variables du fichier administratif										
Mois en programme	5486	11.61	7.63	0.32	***	11.07	8.15	0.43	***	.
Nb d'entretiens	5492	7.51	5.26	0.49	***	7.08	5.40	0.54	***	.
Formation au cours du 1 ^{er} trimestre										
Proposition	5492	0.93	0.40	0.11	***	0.85	0.33	0.10	***	.
Mise en relation	5492	0.16	0.05	0.02	**	0.15	0.05	0.02	**	.
Démarrage	5492	0.52	0.01	0.04	.	0.47	0.03	0.03	.	.

Fichier administratif et enquêtes midline et endline.

Le tableau présente les résultats de l'estimation de l'équation 2.3.4. Les écarts-types sont robustes à l'hétéroscédasticité et sont clusterés au niveau mission locale. * significatif à 10 % ; ** significatif à 5 % et de *** significatif à 1 %.

La partie gauche du tableau porte sur les jeunes repérés comme ayant une faible contrainte financière, et la partie droite sur ceux repérés comme ayant une forte contrainte. La dernière colonne présente les résultats d'un test d'égalité de l'impact du programme entre les deux groupes.

Tableau 2.18 – Hétérogénéité – Distance à l’emploi

	Obs	Tém.	Faible			Tém.	Forte			Diff.
			Coef	std	sign		Coef	std	sign	sign
Variables de l’enq. midline										
Indice synth. d’emploi	3413	4.56	-0.25	0.13	*	3.24	-0.21	0.19	.	.
Ind. synth. de capital humain	3413	6.55	-5.61	4.02	.	-11.84	14.30	5.97	**	***
Ind. synth. de rech. d’emploi	3413	-3.90	-1.28	3.84	.	7.05	-4.83	5.87	.	.
Revenu	3413	646	43	18	**	521	36	26	.	.
Montant d’épargne	3299	254	34	22	.	133	41	25	.	.
Ind. synth. de contraintes financières	3413	-9.89	-1.14	4.03	.	17.87	-5.56	6.12	.	.
Variables de l’enq. endline										
Indice synth. d’emploi	2310	5.54	-0.05	0.18	.	4.03	0.11	0.30	.	.
Variables du fichier administratif										
Mois en programme	5486	11.15	8.22	0.35	***	11.63	7.43	0.42	***	**
Nb d’entretiens	5492	6.82	5.54	0.49	***	7.96	5.06	0.51	***	.
Training over first quarter										
Proposition	5492	0.83	0.32	0.09	***	0.98	0.43	0.12	***	.
Mise en relation	5492	0.13	0.04	0.02	**	0.18	0.07	0.03	***	.
Démarrage	5492	0.42	0.01	0.03	.	0.61	0.02	0.03	.	.

Fichier administratif et enquêtes midline et endline.

Le tableau présente les résultats de l’estimation de l’équation 2.3.4. Les écarts-types sont robustes à l’hétéroscédasticité et sont clusterés au niveau mission locale. * significatif à 10 % ; ** significatif à 5 % et de *** significatif à 1 %.

La partie gauche du tableau porte sur les jeunes repérés comme ayant une faible contrainte financière, et la partie droite sur ceux repérés comme ayant une forte contrainte. La dernière colonne présente les résultats d’un test d’égalité de l’impact du programme entre les deux groupes.

Chapter 3

School as a shelter? School leaving-age and the business cycle in France

Ce chapitre a été co-écrit avec Mathilde Gaini et Aude Leduc et a été publié en 2013 dans *Annales d'économie et statistique* (Gaini et al. 2013).

3.1 Introduction

A considerable amount of economic literature is dedicated to understanding the determinants of demand for education. A lot of these determinants have been extensively studied in the empirical literature: returns to education, social background, education supply, *etc.* However, only a few papers focus on the links between the business cycle and the decision to leave school.

School-leaving decisions are usually analyzed as the result of a trade-off between market returns to education and the cost of schooling, including the opportunity cost of not working while studying. In this framework, bad economic conditions may have two opposite effects on school participation. On the one hand, they entail reduced job opportunities and lower wages for school leavers. This reduces the opportunity cost of schooling, which is paid immediately, while the returns to education may be less sensitive to the business cycle and will be earned in the future¹. This may induce higher school participation². Thus, school attendance may

1. Moreover, Jensen (2010) found that in the Dominican Republic the perceived returns to secondary school are extremely low, despite high measured returns. This result suggests that some young people may underestimate the returns to education, which could bias the trade-off between returns to education and the cost of schooling.

2. If the labor market for young people works as a tournament, with those with the best education levels being the first to get a job, one additional year of education is more important for

be countercyclical: enrollment could rise with unemployment. On the other hand, adverse economic conditions generate unemployment. If some families, affected by unemployment, become financially constrained and cannot borrow to invest in education, this would tend to lower the school enrollment rate. This would also be the case if some students finance their studies by working and can no longer find appropriate jobs because of bad labor market conditions. When considering both potential effects, it is difficult to predict the direction and the intensity of the impact of unemployment on school enrollment.

In this paper, we empirically investigate this question using French data over the period 1983-2009. We run a logistic regression of the probability of leaving the educational system at a specific age on the time series of the unemployment rate, using individual data. The effect of unemployment on the probability of leaving school is statistically significant, but relatively weak. According to our main specification, young students aged 18 have a probability of 9.6% of leaving school when adult unemployment rises from 8% to 10%, and a probability of 11.9% when unemployment drops from 8% to 6%.³ The difference between both probabilities is statistically significant but weak. In comparison, the probability of leaving school at 18 decreased by about 10 percentage points between the mid-1980s and the mid-1990s in response to an educational policy. The effect seems to be larger for young people aged between 17 and 19. We also find a larger effect for young people from lower social backgrounds at a given age. Finally, we do not find any difference between men and women.

Our results contribute to the scarce literature about business cycle effects on school-leaving decisions. In so far as the effect of the business cycle on demand for education could be country-specific and dependent on the schooling system, collecting results for different countries is important. In particular, France presents several specificities. For example, tuition costs in France are very low compared to costs in the U.S. French students are also less often employed during their studies than in the U.S. Moreover, before the post-secondary education reforms at the beginning of the century, almost every student completing one more year of post-secondary education could earn a new degree ("DEUG" for two years of post-secondary education, "licence" for 3 years, "maitrise" for four years and "DEA" or "DESS" for five years). Remaining longer at school therefore entailed not only a higher level of schooling but also a higher degree. Yet, our results are in line with most of the papers on other countries. They suggest that most students have an education target level or that only a few of them are able to anticipate or postpone their entry to mitigate the effects of the business cycle.

These results are of primary interest for empirical work aiming to measure the so-called *scarring effect*: *i.e.*, how much income will one lose when one leaves school during an economic crisis? We show that, although school-leaving year endogeneity

young people entering into the labor market in bad economic conditions than in good economic conditions. This effect could also induce higher school participation.

3. During our period of analysis, French adult unemployment ranged from 5.3% to 10.1%.

cannot be completely discarded, the bias remains very small.

This paper is organized as follows. Section 3.2 summarizes the main results of the (scarce) literature on our subject. Sections 3.3 and 3.4 describe our dataset and the econometric model, while sections 3.5 and 3.6 present our results and proceed to some robustness checks. Section 3.7 concludes.

3.2 Literature

The retention phenomenon has been little studied in the literature. Most of the papers we are aware of focus on the U.S. and find a non-significant ((Mattila 1982)) or small positive relationship between unemployment and school enrollment rates. For instance, Betts and McFarland (1995), using US data on community college between the late 1960s and the mid-1980s, found that a 1 percentage point increase in the unemployment rate of recent high school graduates (respectively of adults) was associated with a rise in full-time school attendance of about 0.5% (resp. 4%). Card and Lemieux (2001) used the October CPS files for 1968-1996 and found that a rise in the prime-age male (25-54) unemployment rate from 3.5% to 6.5% was predicted to raise enrollment of seventeen-year-olds by about 1 percentage point. Dellas and Sakellaris (2003), using US data from 1968 to 1988 on college graduates, concluded that a one percentage point increase in the unemployment rate was associated with a 2% increase in enrollment. Boffy-Ramirez et al. (2010) using US data between 1979 and 1994 found that the odds of men enrolling in college increased by 1.2 percentage points following a 1 percentage point increase in the unemployment rate.

Concerning other countries, Messer and Wolter (2010), using Swiss data from 1981 to 2001, and Genda et al. (2010) using Japanese data, also found a slightly countercyclical pattern. In France, on a related topic, Beffy, Fougère, et al. (2012) exploited exogenous variations in the earnings returns associated with the majors across the business cycle, in order to identify the causal effect of expected earnings on the probability of choosing a given major. They found that expected earnings have a statistically significant but quantitatively small impact on the allocation of students across majors.

A few authors have found a negative effect of unemployment on enrollment and emphasize the role of credit constraints on the demand for education. Using the CPS between 1947 and 1974, Edwards (1976) found that the retention and enrollment rates of teenage girls (16-17-year-olds) varied procyclically, whereas there was no significant relationship for teenage boys. Her explanation focuses on the fact that, after a crisis, the opportunity cost of schooling falls less for girls than for boys because girls' productivity derives for a higher share from home activities. However, these results are at odds with the more recent ones of Card and Lemieux (2001), probably because the opportunity cost of education for young women and the labor market were very different in the fifties and in the eighties. More recently, Christian

(2007) using the October school enrollment supplements to the CPS over the period 1968-2000 found a slightly positive but insignificant effect of the unemployment rate on enrollment at 18-19 years old and a pro-cyclical effect of the business cycle on the school participation rate among people in households expected to have a lower income.

To sum up, there is a large body of literature consistent with a slightly positive effect of unemployment on school enrollment. One interpretation of this small effect is that the decrease in the opportunity cost of schooling exceeds the potential negative effect on parents' or students' income stemming from credit constraints. Another interpretation, as mentioned earlier, would be that most students have an education target level and are therefore not influenced by current economic conditions.

Yet, most of the papers focus on the U.S. and the results could depend on the features of different educational systems. The French educational system departs from that of the U.S. in many respects, with a potentially greater effect of the business cycle on schooling decisions. For example, in France students are less often in a paid job during their studies and more often repeat a grade than in the U.S.. There are also a few restrictions in France to high-school and college enrollment. Moreover, before the post-secondary education reforms at the beginning of the century, almost each supplementary year of post-secondary education ended by a degree. Remaining longer at school entailed therefore not only a higher level of schooling but also a higher degree. Education costs are also lower in France than in the U.S., which could reduce the cyclicity of schooling decisions. It is therefore interesting to focus on other countries, hereafter on France, to investigate whether or not results are country-specific or not. Finding similar results for countries with very different educational systems would strengthen the education target level hypothesis.

3.3 Data

3.3.1 School trajectory

We use the French Labor force surveys (LFS, called in French "Enquêtes Emploi") from 1983 onwards. We focus on men and women pooled together. Using the variable "school-leaving age", we infer school trajectories from 16 year old, the French compulsory school-leaving age.⁴ We only retain French citizens and we exclude people over 40 in order to circumscribe "memory bias". We mainly focus on people having been or being at school between 1983 and 2009.⁵ People being students at

4. It was indicated to the interviewers that any interruption (resp. for more than one year) in education should be considered as the end of initial training in the 2003-2010 questionnaires (resp. 1982-2002).

5. For robustness checks we also ran estimations over the restricted periods 1990-2009 and 1995-2009, see Section 3.6.

the time of the survey or leaving school the year of the survey are considered as censored information.⁶ We focus on a school-leaving age of between 16 and 24 years old.⁷

We therefore built an unbalanced panel (age-individual) where a person remained in the dataset until her school-leaving age. We created a variable "leaving-school at age a "⁸ which took the value 0 for observations before the school-leaving age and the value 1 only for the year of leaving school.

Let us take an example. In LFS 2005, we observe a respondent aged 30 who left school at 20 in 1995. This respondent corresponds to 5 observations: one for each age from 16 to 20 (and years 1991 to 1995). From 16 to 19 years old, she could have left school but chose not to do so (our variable "leaving school" takes the value 0). At 20 years old, she decided to leave school (our variable "leaving school" takes the value 1). There are no observations for ages higher than 20 for this person.

3.3.2 Business cycle indicator

We chose as an indicator of economic conditions the unemployment rate for adults on the labor-market (25-49 years old) in the third quarter of the corresponding year, as French young people leave school mostly during the third quarter. We used the official unemployment rates provided by the National Institute of Statistics (INSEE). The unemployment rate for 15-24 year olds would be closer to the labor market conditions of the young entrants but could be endogenous. In fact, the proportion of young people who choose to stay at school or not may influence the unemployment rate of that age range. Subsection 6.3 compares results with different indicators of the business cycle.

Figure 3.1 displays the unemployment rate for adults between 1983 and 2009 and the probability (in %) of staying at least one more year at school for students between 16 and 24, adjusted for trends in educational attainment (see Appendix 3.A for the same figures without any adjustment).⁹ It also displays the same figures for each age-group between 16 and 24. The correlation is positive and higher for 16 to 20 year olds than for older age-groups.

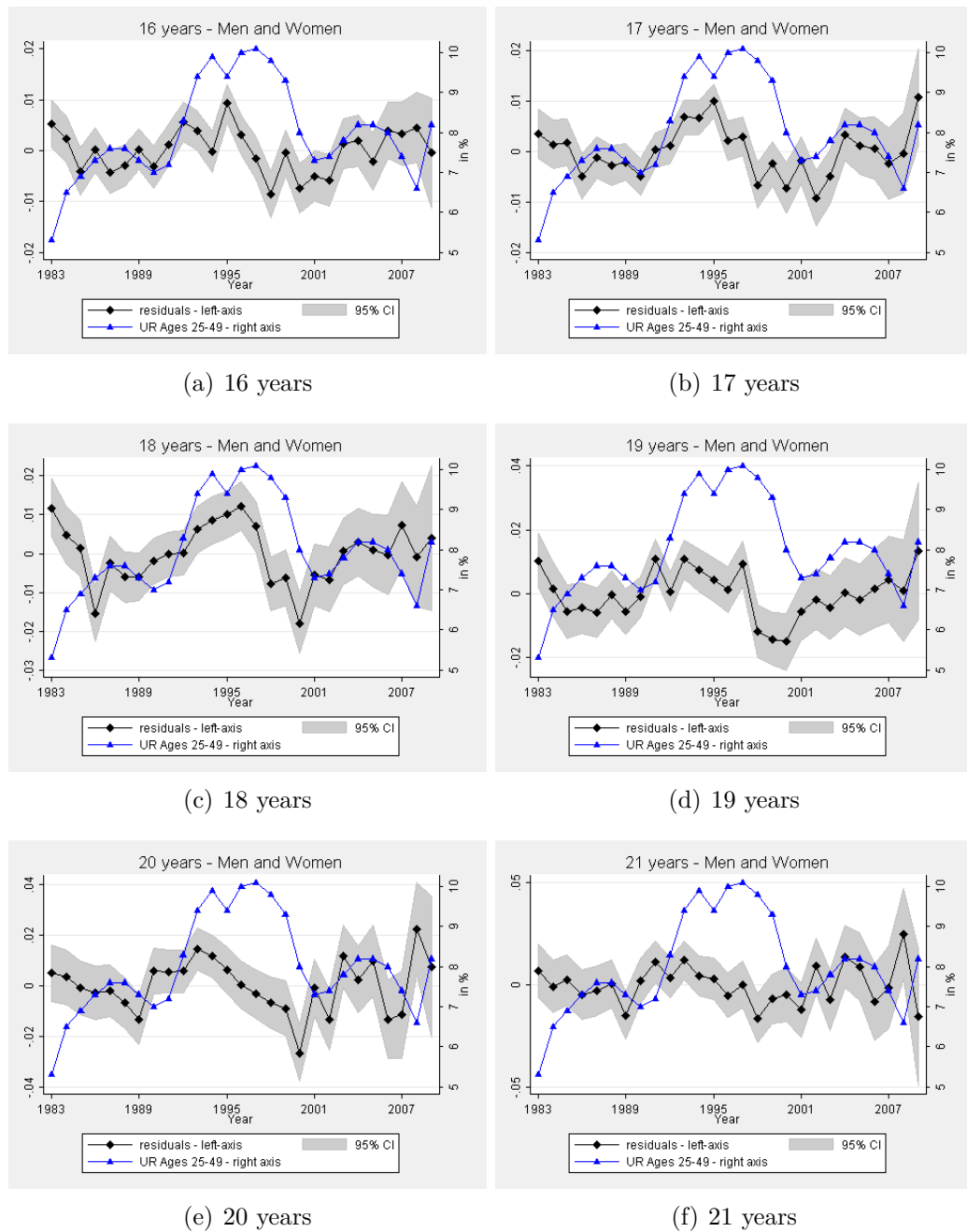
6. Note that we retained information from 16 to $age - 1$ because some of them may have left school after the date of the interview.

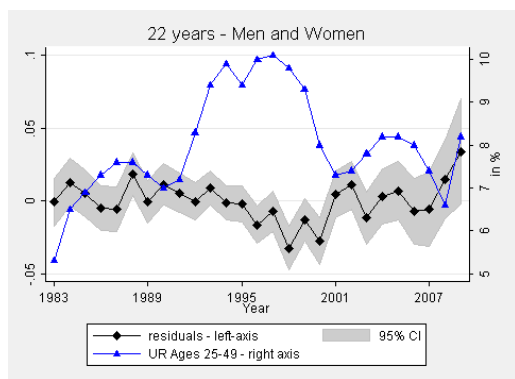
7. We restricted the analysis to ages 16 to 24 because the number of students older than 24 was low compared to the sample rate.

8. We retain as definition of age the age reached in the year.

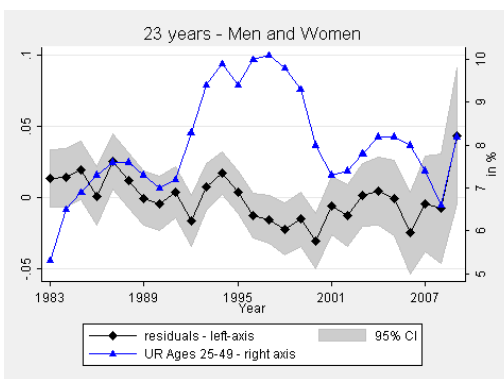
9. More precisely, we regress the proportion of students staying at school on splines to control for the increase in educational attainment and graph the residuals, see section 3.4.2.

Figure 3.1: Proportion of students staying at school and current unemployment rate

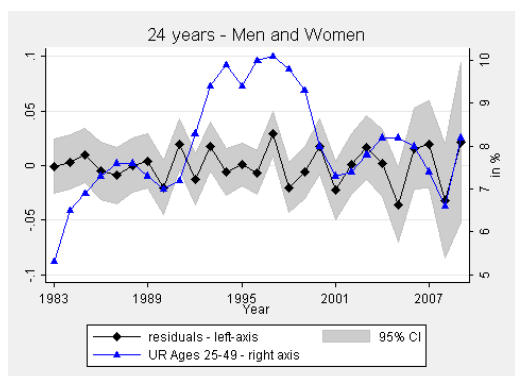




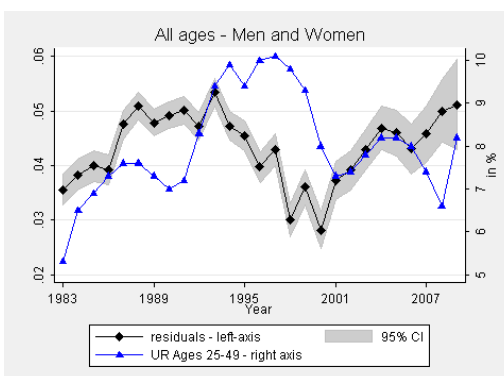
(g) 22 years



(h) 23 years



(i) 24 years



(j) All ages

Note: "residuals" stands for residuals from the logistic regression of the dummy variable "staying at school" on splines.

3.4 Econometric model

3.4.1 Taking into account the rise in educational attainment

Our main period of analysis is from 1983 to 2009. France experienced a huge increase in high-school educational attainment from 1985 to 1993 and an increase in post-secondary educational attainment from 1991 to 1995 (see (Durier 2006)). This rise in educational attainment can be related to a political impulse in the educational system aimed at reducing unemployment among youngsters, which had been persistently higher than 20% since 1983. Students reacted positively and remained longer at school. This structural trend could entail spurious correlations and bias our estimations if we do not control for it. For example, the increase in post-secondary educational attainment took place during an economic downturn – 1993-1997 – which could entail a spurious negative correlation between current unemployment and leaving school in our estimation. Conversely, from 1989 to 1992 unemployment rates were low, around 15%, and high-school educational attainment increased, potentially leading to a spurious positive correlation. Moreover, the share

of students repeating a grade has sharply decreased since the end of the 1990s, entailing a downward trend in the attainment rate during the 2000s. It is therefore necessary to control for these trends in educational attainment to disentangle business cycle effects and structural trend effects¹⁰.

We therefore retain 1983-2009 for our main analysis to have enough time periods to make robust inferences while controlling for the increase in school attainment. More precisely, we include a piecewise linear function of time with one trend break in each regression. The timing of the breaks was determined in order to minimize the BIC of the regressions. Finally, we performed robustness checks on shorter periods of time (respectively 1990-2009 and 1995-2009), to make sure that our results were robust to changes in the observation windows.

3.4.2 The econometric model

For all ages - pooled regression

We ran a logistic regression of past and current unemployment rates (resp. UR_t and UR_{t-1}) on the instantaneous probability of leaving school $P(L_{i,t} = 1)$. We firstly ran a pooled regression, assuming homogenous effects of the unemployment rates on the instantaneous probability of leaving school at all ages. This yielded the following model:

$$P(L_{i,t} = 1) = F(\alpha + \beta_0.UR_t + \beta_1.UR_{t-1} + \gamma_1.t + \gamma_2.(t - \bar{T})\mathbb{1}_{t \geq \bar{T}} + \zeta_{16}.\mathbb{1}_{a=16} + \dots + \zeta_{24}.\mathbb{1}_{a=24} \geq -\epsilon_t)$$

More precisely, $L_{i,t}$ is a dummy variable equal to 1 if the student chooses to leave school year t , and to 0 if she chooses to stay at school. We controlled the regression by a piecewise linear function of time with a break at year \bar{T} (year \bar{T} is reported in Table 3.1) and age dummies.¹¹ We chose F as the logistic function. This model is clearly "coarse" and we will hereafter mainly focus on models age by age, in order to allow for the heterogeneity of unemployment effects according to age. Yet the pooled regression is useful to illustrate the main features of the model and some robustness checks, since only the intensity of the effects –but not the sign– vary with age (see Table 3.1).

10. Universities and colleges could also adjust the supply of education to the business cycle, for instance by temporarily increasing the number of slots in the higher education system if they anticipate that the economic conditions will be deteriorated in the following years. If this is the case, insofar as we do not control for this possible source of endogeneity, our estimations should not be interpreted only as resulting of students choices (i.e. demand for education), but as a combination of supply-side and demand-side adjustments to the business cycle. Because of the complexity and the time necessary to open a new formation in the French educational system, it seems unlikely that the supply of education reacts fast to the business cycle. But we are not aware of any paper that studies into details this mechanism, so we cannot totally exclude it.

11. The set of age dummies would be equivalent to the baseline hazard function in a proportional hazard model.

We are mainly interested in β_0 , the effect of the current unemployment rate on the school-leaving decision. We added the past unemployment rate as a regressor in our preferred specification because it explains the school leaving decision and is correlated with the current unemployment rate, so that, if omitted, the estimated coefficient of the current unemployment rate would be potentially biased downwards. To understand this, imagine that unemployment was very high last year. If unemployment has an effect, more students than usual will choose to stay at school. However, most of them will not stay as long in the schooling system as would have done usual students who would have stayed at school whatever the unemployment rate and they have a higher probability of leaving school one or two years after having decided to stay (one or two more years) at school. For these two reasons (past unemployment positively correlated with current unemployment and direct effect of past unemployment on the probability of leaving school), omitting past unemployment could lead us to underestimate the effect of current economic conditions on the choice to stay on at (or to leave) school.¹² This point is very important, because unemployment shows a high degree of persistence. If students postpone their entry into the labor market during economic downturns then we should find that β_0 is negative and β_1 positive.¹³ The way we control for this selection bias, by introducing the past unemployment rate linearly into the regression, only provides some approximation to the true selection model. In particular, there is no reason why the lagged unemployment rate should enter the regression linearly. Denoting by ϵ_t the residual for the latent leaving school variable in period t , the sample selection correction term should be written $E(\epsilon_t/\epsilon_{t-1} \geq X'_{t-1}\gamma)$, where X_{t-1} are observed time-varying regressors, including the unemployment rate. This will generally be a nonlinear function of the unemployment rate in period $t - 1$. Consequently, we include higher order terms of UR_t and UR_{t-1} in alternative specifications, which yields very similar results to our baseline specification.

For each age

We also ran separated regressions age by age to allow for any heterogenous effects of unemployment according to age.

$$P(L_{i,t}^a = 1) = F(\alpha^a + \beta_0^a.UR_t + \beta_1^a.UR_{t-1} + \gamma_1^a.t + \gamma_2^a.(t - \bar{T}^a)\mathbb{1}_{t \geq \bar{T}^a} \geq -\epsilon_t)$$

$L_{i,t}^a$ is a dummy variable equal to 1 if the student chooses to leave school at age a the year t , and to 0 if she chooses to stay at school. We performed a logistic regression

12. We explored the alternative assumption that students can delay for two years, running estimations with two lags of unemployment. We also used the forward of unemployment as robustness checks assuming that students can advance their labor market entry by one year, see Table 3.4.

13. More exactly, if students can only postpone for one year, then β_1 is positive, whereas if they postpone for either one or two years, then β_1 would be a "mix" of the effects of $UR_{i,t-1}$ and $UR_{i,t-2}$. Note also that this model is equivalent to the following:

$$P(L_{i,t} = 1) = F(\alpha + (\beta_0 + \beta_1).UR_t - \beta_1.(UR_t - UR_{t-1}) + \gamma_1.t + \gamma_2.(t - \bar{T})\mathbb{1}_{t \geq \bar{T}} + \zeta_{16}.\mathbb{1}_{a=16} + \dots + \zeta_{24}.\mathbb{1}_{a=24} \geq -\epsilon_t)$$

Combining the coefficients of our model, the model can therefore be interpreted the model in terms of the level and variation of the unemployment rate.

of L_i^a on our variables of interest, current and past unemployment rates at the year of age a . Breaks in trends are age-dependent (years \bar{T}^a are reported in Table 3.1).

3.4.3 Individual data, weights and cluster

We rely on individual data rather than aggregated for our estimations, even if the main source of identification is the variation in the unemployment rate across years. The probability of leaving school is very low for young pupils or students aged 16 or 17 (see Table 3.1), particularly after the strong increase in educational attainment between the mid-1980s and the mid-1990s. Using a logistic linking function between the unemployment rate and the probability of leaving school seems therefore more accurate than assuming a linear relationship. This logistic regression yields similar results to a least squares regression on aggregated data. Moreover, we used retrospective information so that year-cells corresponding to older years of analysis are over-represented in our sample. We weighted data in order to give the same aggregated weight for each year-age cell *i.e.* for each unemployment-age cell.

We clustered standard errors at the year level to allow for intra-year correlations.

3.5 Results

We present the odds ratio both for the pooled and for the age by age models, see Table 3.1.

An odds ratio of 1 indicates that the probability of leaving school does not depend on unemployment. For the pooled regression model (all age-groups) and for the age by age models, the odds ratios of the current unemployment variable are lower than one. The odds ratios are significantly different from 1 at the 1% level for the pooled regression and 17-19 year-old samples. For the 23 year-old sample, the odds ratio is significantly different from 1 at the 5% level.

Interestingly, the students who react the most to the business cycle, *i.e.* the younger students, are the most able to remain one more year at school, because there is no restriction for high-school or college enrollment in France.

We also compared the predicted probabilities of leaving school after a dramatic drop in the unemployment rate to 6% and a dramatic rise in the unemployment rate to 10%, in order to illustrate the size of the effect. More precisely, in both cases the past unemployment was set at 8% and the reference year at 2000. We therefore compared the effect of a decrease in unemployment from 8% to 6% and of a rise in unemployment from 8% to 10%. The results were almost identical whatever the baseline level of the unemployment rate.

For instance, 18 year-old students have an estimated probability of 9.6% of leav-

Table 3.1: Logistic regression of the choice of leaving school on unemployment

Odds-ratio	16 years	17 years	18 years	19 years	20 years
25-49 years Unemployment	0.970 (0.026)	0.889*** (0.027)	0.943*** (0.019)	0.956*** (0.015)	0.965 (0.023)
Lag of 25-49 years Unemployment	1.049 (0.031)	1.091** (0.044)	1.048** (0.021)	1.067*** (0.019)	1.062*** (0.021)
Trend	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Break	1993	1991	1992	1993	1994
Predicted proport. of school-leavers (%)					
when unemployment rises from 8% to 10% (1)	3.903 (0.173)	3.106 (0.220)	9.624 (0.321)	11.206 (0.315)	17.304 (0.509)
when unemployment drops from 8% to 6% (2)	4.393 (0.296)	4.881 (0.276)	11.853 (0.482)	13.132 (0.410)	19.448 (0.998)
Diff. of proport. (1)-(2)	0.491 (0.435)	1.776*** (0.459)	2.229*** (0.774)	1.926*** (0.665)	2.144 (1.427)
N	286270	260753	238637	190524	152679
Odds-ratio	21 years	22 years	23 years	24 years	All ages
25-49 years Unemployment	1.016 (0.027)	0.968 (0.019)	0.948** (0.021)	0.969 (0.025)	0.959*** (0.010)
Lag of 25-49 years Unemployment	1.014 (0.021)	1.065*** (0.022)	1.075*** (0.023)	1.024 (0.026)	1.049*** (0.013)
Trend	Yes	Yes	No	Yes	Yes
Break	1993			1996	1991
Predicted proport. of school-leavers (%)					
when unemployment rises from 8% to 10% (1)	20.560 (0.811)	22.376 (0.739)	28.335 (0.999)	36.302 (1.047)	
when unemployment drops from 8% to 6% (2)	19.511 (0.968)	24.689 (0.784)	32.822 (0.908)	39.309 (1.623)	
Diff. of proport. (1)-(2)	-1.048 (1.695)	2.313 (1.448)	4.488** (1.864)	3.007 (2.420)	
N	110994	80598	55629	35378	1411462

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

Note: standard errors clustered at year-age level are in parenthesis.

ing school when the young entrants' unemployment rate rises to a very high level (10%), and a probability of 11.9% when unemployment drops to a very low level (6%) and the difference is statistically significant at a 1% level. However the effect is relatively weak whatever the age: the difference in probability between the two "extreme" levels of unemployment rate ranges from 1.5 to 4.5 percentage points across ages. In comparison, the structural increase in educational attainment between the mid-1980s and the mid-1990s decreased the probability of leaving school at 18 by

about 10 percentage points.

Our regression yields another interesting result. The odds ratios of the lag of unemployment are always greater than one (except for 16, 21 and 24 years old, which are non-significant) and they are significant at a 5% level for 17 and 18 years old and at a 1% level for pooled regression and 19, 20, 22 and 23 years old. An increase in the past unemployment rate therefore increases the probability of leaving school the following year, which is consistent with the existence of a selection effect: people having delayed their exit in the past are more likely to leave school in the current year. Because there is no reason why the lagged unemployment rate should enter the regression linearly, to control for the selection bias we ran alternative regressions with more flexible controls: i) we interacted UR_t and UR_{t-1} (first line of Table 3.2) and ii) we introduced second and third polynomial terms for UR_t and UR_{t-1} (second and third lines). This did not alter the results.

Table 3.2: Difference of predicted proportion of school leavers between a situation where the unemployment rate rises from 8% to 10% and a situation where the unemployment rate drops from 8% to 6%

Regressors	16 years	17 years	18 years	19 years	20 years
UR_t and UR_{t-1}	0.491	1.776***	2.229***	1.926***	2.144
(baseline specif.)	(0.435)	(0.459)	(0.774)	(0.665)	(1.427)
UR_t crossed with UR_{t-1}	0.449	1.755***	2.027***	1.750***	1.982
	(0.416)	(0.452)	(0.626)	(0.583)	(1.388)
UR_t and UR_{t-1} squared	0.463	1.671***	2.009***	1.814***	2.013*
	(0.408)	(0.400)	(0.501)	(0.523)	(1.112)
UR_t and UR_{t-1} squared and cubed	0.531	1.724***	2.122***	1.831***	1.662
	(0.443)	(0.398)	(0.476)	(0.575)	(1.142)

Regressors	21 years	22 years	23 years	24 years
UR_t and UR_{t-1}	-1.048	2.313	4.488**	3.007
(baseline specif.)	(1.695)	(1.448)	(1.864)	(2.420)
UR_t crossed with UR_{t-1}	-1.275	2.344	4.496**	3.015
	(1.660)	(1.457)	(1.908)	(2.392)
UR_t and UR_{t-1} squared	-1.048	2.347	4.495**	3.026
	(1.383)	(1.435)	(1.955)	(2.141)
UR_t and UR_{t-1} squared and cubed	-1.051	2.232*	4.076**	3.501
	(1.357)	(1.252)	(1.665)	(2.227)

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Note: standard errors clustered at year-age level are in parentheses.

Men and Women

We ran separated regressions on men and women to test whether there were differences in effects between the sexes. We found no differences (see Appendix 3.B). This suggests that opportunity costs for men and women decrease in the same way for both sexes during economic downturns.

Social background

We estimated our main model on two subsamples depending on father's occupation: low social background vs high social background.¹⁴ We found that students with a low social background react more to changes in unemployment rates (see Appendix 3.C). In the introduction, we presented the two potential effects of an increase in unemployment on the school-leaving decision: (1) decreasing opportunity costs of education entailing a lower school-leaving rate, (2) higher credit constraints entailing a higher school-leaving rate. Our results suggest that the first effect is stronger than the second one for both groups. Moreover, it seems that students from lower social background are more affected by adverse economic conditions during economic downturns, entailing a higher decrease in the opportunity costs of education. These results could be partly driven by different school attainment level and specializations depending on father's occupation and correlated with a higher or lower probability to react to changes in the unemployment rate. This is also in line with greater effects of the business cycle on the youngest students, as the unemployment rate of young entrants is stronger for the less well-educated. Our results do seem to suggest that credit constraints do not seem to matter in this context. These results are in line with those of Stinebrickner and Stinebrickner (2007). Using data on the drop-out decision of one college in Kentucky, they showed that, while credit constraints likely play an important role in the drop-out decisions of some students, the large majority of attrition of students from low income families should primarily be attributed to reasons other than credit constraints.

3.6 Robustness checks

In this section, we show that our results are robust across four dimensions: (i) different periods of analysis; (ii) the introduction of 0, 1 or 2 lags of unemployment and 0 or 1 forwards of unemployment as covariates; (iii) other unemployment rates as regressors; (iv) different weights and cluster schemes. We only show the results from the pooled regression (16-24 years old). Results for each age groups are qualitatively similar and available upon request from the authors.

3.6.1 Different periods of time

We estimated our model at different periods of time – 1983-2009, 1990-2009 and 1995-2009 – to show that our results are robust to the way we control for the rise in educational attainment that took place between 1983 and 1995. Whatever the time period considered, our results are qualitatively and quantitatively in line with our main specification: current unemployment has a negative effect on leaving

14. To be very accurate, for the attention of French readers, "low social background" corresponds to "ouvriers" (CS=6) and "employes" (CS=5), whereas "high social background" corresponds to "professions intermediaires" (CS=4) and "cadres" (CS=3).

school and past unemployment has a positive effect (Table 3.3, columns 4 and 5). Mechanically, results from the shorter observation windows are less precise. We now turn to the results for the 1983-2009 period without controlling by time trends or by forcing the time break at 1995, instead of 1991 (Table 3.3, columns 2 and 3). Current unemployment estimates again have the same sign as in the main specification (column 1), but are insignificant when we do not control for time trends. The results by age-group – not displayed – are similar.

Table 3.3: Logistic regression of the choice of leaving school on unemployment (various periods, all ages)

Odds-ratio	1983-2009	1983-2009	1983-2009	1990-2009	1995-2009
25-49 years Unemployment	0.959*** (0.010)	0.966** (0.015)	0.962 (0.041)	0.951*** (0.011)	0.961*** (0.012)
Lag of 25-49 years Unemployment	1.049*** (0.013)	1.063*** (0.018)	0.978 (0.040)	1.053*** (0.014)	1.049*** (0.015)
Trend	Yes	Yes	No	Yes	Yes
Break	1991	1995			

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Note: standard errors clustered at the year level are in parentheses.

3.6.2 Adding lags and forwards of unemployment rate

Table 3.4 reports the estimates on the pooled sample for different specifications, with more or less lags and forwards of the unemployment rate. Adding past unemployment increases the negative effect of current unemployment, confirming the potential downward bias if past unemployment is not included (see column (3) and (4)). When we include the second lag of unemployment (see column (5)), the effect of the first lag is reduced and no longer significant and the effect of the second lag is significant at a 1% level. This suggests that some students postpone their entry by two years.

If students anticipate that economic conditions will remain bad in the future, they could stay at school (see column (1) and (2)). Estimated coefficients are in line with this anticipation effect (lesser than 1 and significant at a 5% level).

Table 3.4: Logistic regression of the choice of leaving school on unemployment (various lag or forward of unemployment, all ages)

Odds-ratio	1983-2009	1983-2009	1983-2009	1983-2009	1983-2009
Forward of 25-49 years Unemployment	0.960*** (0.011)	0.979* (0.012)			
25-49 years Unemployment	1.024** (0.012)	0.981 (0.015)	0.996 (0.010)	0.959*** (0.010)	0.973** (0.011)
Lag of 25-49 years Unemployment		1.039*** (0.014)		1.049*** (0.013)	1.009 (0.019)
Lag 2 of 25-49 years Unemployment					1.036*** (0.011)
Trend	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Break	1991	1991	1991	1991	1991

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

Note: standard errors clustered at the year level are in parentheses.

3.6.3 Other unemployment rates

We estimated the same model with different regressors (Table 3.5). We used the 25-49 years old unemployment rate as the principal regressor to be sure to have an exogenous regressor with the disadvantage that it is not very close to the labor market entry conditions of young people. We also used the 15-24 years old and the young entrants' unemployment rate¹⁵ (1-4 experienced year) to be closer to the labor market entry conditions. In fact, the decision whether to stay or not at school may influence the 15-24 year olds and the young entrants' unemployment rate. The three different unemployment indicators yield the same picture, qualitatively and quantitatively. Point estimates using the 15-24 years old and 25-49 years old unemployment rate are logically not identical because their scale of variations is not the same: when the 25-49 years old unemployment rate increases by 1 point, the 15-24 unemployment rate increases by 3 points. The effects on the probability of leaving school of an increase of 1 point in the 25-49 years old unemployment rate and of 3 points in the 15-24 years old unemployment rate are indeed very close.

15. The young entrants' unemployment rate is not adjusted for the 2003 methodological break in calculating unemployment figures.

Table 3.5: Logistic regression of the choice of leaving school on unemployment (various unemployment rate, all ages)

Odds-ratio	UR Ages 25-49 years	UR Ages 15-24 years	UR Young Entrants
25-49 years	0.959***	0.987***	0.990***
Unemployment	(0.010)	(0.004)	(0.002)
Lag of 25-49 years	1.049***	1.010**	1.013***
Unemployment	(0.013)	(0.004)	(0.003)
Trend	Yes	Yes	Yes
Break	1991	1991	1991

* $p < 0.10$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

Note: standard errors clustered at the year level are in parentheses.
Analysis period: 1983-2009

3.6.4 Different weighting schemes

We weighted our data at an age-year level in order to give the same weight to each birth cohort in the pooled regression. Without weights, we over-represent age-year cells for older years but if effects are quite homogenous across cohorts, non-weighted estimations should be close to weighted estimations. The results with or without weighted data are very similar.

3.7 Conclusion

We found that the school-leaving age in France is endogenous to the business cycle, but the negative effect of unemployment on the school-leaving decision is quite small. Our results are consistent with the literature on other countries. Finding similar results for countries with very different educational systems would seem to favor the idea that most students have an education target level.

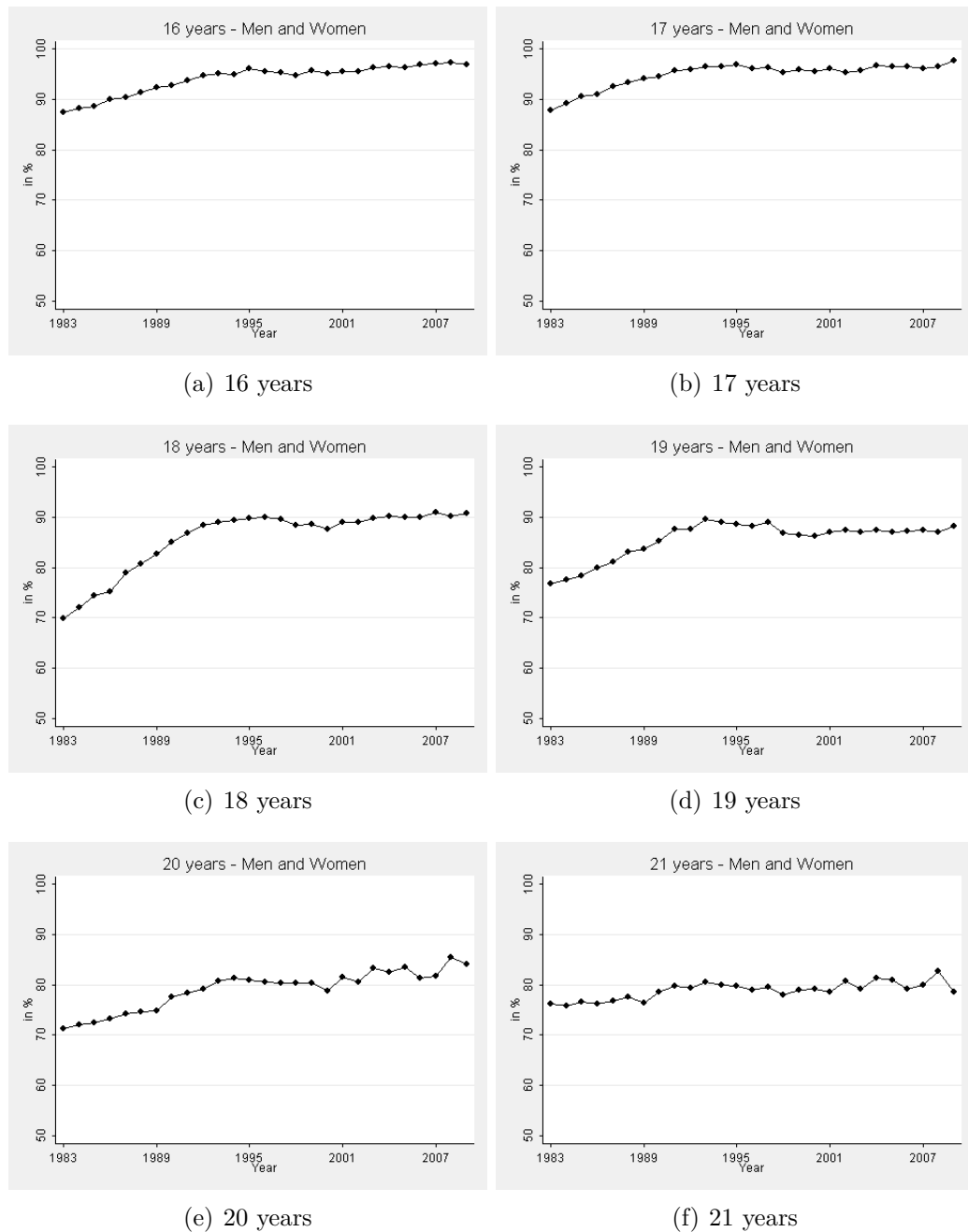
Our results suggest that many students do not have an incentive to stay at school even if the unemployment rate is very high. They know their scholastic abilities and can anticipate whether they will have success the coming year. If they cannot obtain a higher degree or use an additional education year to improve their productivity and their future wage, they will not benefit from staying one more year at school. The opportunity cost of one more education year is too high for them and they will prefer to enter the labor market even if they are unemployed (because of the availability of a professionalisation training process or help in their job search).

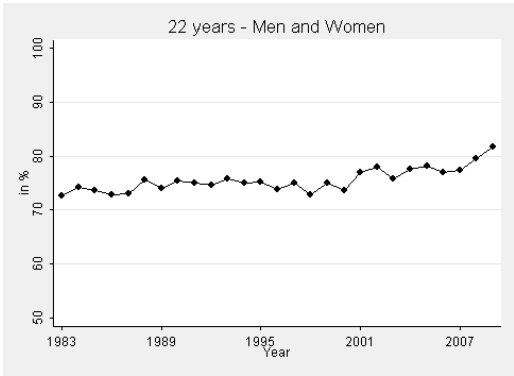
Finally, since students react quite little to changes in economic conditions, comparing cohorts of young people entering the labor market in different economic condi-

tions without controlling for selection is thus not likely to induce bias in estimations comparing labor market entry cohorts.

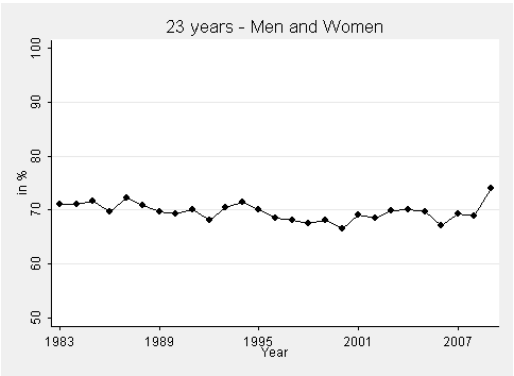
3.A Appendix: Retention rate

Figure 3.2: Probability of completing one more year of schooling





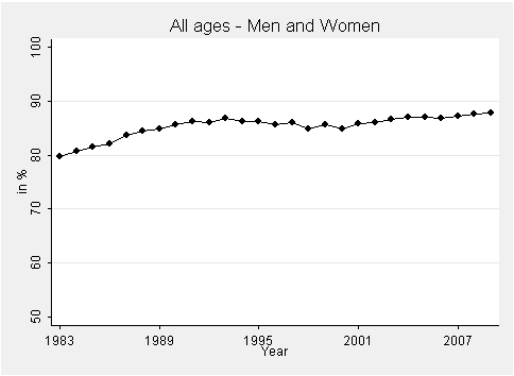
(g) 22 years



(h) 23 years



(i) 24 years



(j) All ages

3.B Appendix: Results by sex

Table 3.6: Men: Logistic regression of the choice of leaving school on unemployment

Odds-ratio	16 years	17 years	18 years	19 years	20 years
25-49 years Unemployment	0.953 (0.029)	0.915*** (0.030)	0.969 (0.027)	0.972 (0.021)	0.969 (0.029)
Lag of 25-49 years Unemployment	1.075** (0.035)	1.084** (0.042)	1.017 (0.026)	1.054** (0.025)	1.070*** (0.023)
Trend	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Break	1993	1991	1992	1993	1993
Prob. of leaving school (%)					
when unemployment rises	4.393 (0.256)	3.696 (0.267)	11.877 (0.539)	12.953 (0.395)	18.788 (0.724)
from 8% to 10%					
when unemployment drops	5.268 (0.365)	5.198 (0.328)	13.250 (0.755)	14.302 (0.652)	20.803 (1.319)
from 8% to 6%					
Diff. of prob.	0.875 (0.573)	1.502*** (0.544)	1.373 (1.231)	1.349 (1.015)	2.015 (1.943)
N	141215	127351	115520	89850	71189
Odds-ratio	21 years	22 years	23 years	24 years	All ages
25-49 years Unemployment	1.007 (0.025)	0.984 (0.016)	0.949* (0.029)	1.005 (0.023)	0.974** (0.013)
Lag of 25-49 years Unemployment	1.020 (0.020)	1.078*** (0.019)	1.090*** (0.031)	0.965 (0.029)	1.045*** (0.014)
Trend	Yes	Yes	No	Yes	Yes
Break	1993			1996	1991
Prob. of leaving school (%)					
when unemployment rises	21.033 (0.701)	22.638 (0.640)	27.500 (1.342)	38.150 (1.036)	
from 8% to 10%					
when unemployment drops	20.591 (1.047)	23.798 (0.583)	31.833 (1.243)	37.638 (1.452)	
from 8% to 6%					
Diff. of prob.	-0.443 (1.619)	1.160 (1.149)	4.333* (2.547)	-0.512 (2.173)	
N	51108	37140	25945	16840	676158

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

Note: standard errors clustered at the year level are in parentheses.

Table 3.7: Women: Logistic regression of the choice of leaving school on unemployment

Odds-ratio	16 years	17 years	18 years	19 years	20 years
25-49 years Unemployment	0.982 (0.026)	0.859*** (0.029)	0.910*** (0.020)	0.935*** (0.024)	0.961 (0.033)
Lag of 25-49 years Unemployment	1.021 (0.031)	1.101** (0.052)	1.091*** (0.027)	1.084*** (0.033)	1.054* (0.031)
Trend	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Break	1993	1991	1992	1993	1994
Prob. of school-leavers (%)					
when unemployment rises	3.403 (0.148)	2.543 (0.207)	7.469 (0.301)	9.555 (0.532)	16.007 (0.833)
when unemployment drops	3.653 (0.258)	4.567 (0.271)	10.548 (0.449)	12.153 (0.511)	18.244 (1.264)
Diff. of prob.	0.250 (0.365)	2.023*** (0.449)	3.079*** (0.711)	2.598*** (0.962)	2.237 (1.984)
N	145055	133402	123117	100674	81490
Odds-ratio	21 years	22 years	23 years	24 years	All ages
25-49 years Unemployment	1.024 (0.039)	0.955 (0.029)	0.948** (0.021)	0.941 (0.047)	0.946*** (0.010)
Lag of 25-49 years Unemployment	1.010 (0.032)	1.055 (0.035)	1.060*** (0.020)	1.075 (0.048)	1.052*** (0.015)
Trend	Yes	Yes	No	Yes	Yes
Break	1993			1996	1991
Prob. of school-leavers (%)					
when unemployment rises	20.123 (1.202)	22.145 (1.103)	29.100 (0.958)	34.782 (1.898)	
when unemployment drops	18.666 (1.232)	25.470 (1.226)	33.672 (0.995)	40.503 (3.087)	
Diff. of prob.	-1.456 (2.361)	3.325 (2.211)	4.572** (1.857)	5.721 (4.754)	
N	59886	43458	29684	18538	735304

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

Note: standard errors clustered at the year level are in parentheses.

3.C Appendix: Results by father occupation

Table 3.8: Father with a low social background: Logistic regression of the choice of leaving school on unemployment

Odds-ratio	16 years	17 years	18 years	19 years	20 years
25-49 years Unemployment	0.954 (0.031)	0.842*** (0.047)	0.939*** (0.022)	0.924*** (0.020)	0.976 (0.037)
Lag of 25-49 years Unemployment	1.059* (0.037)	1.130* (0.074)	1.044* (0.024)	1.084*** (0.027)	1.058* (0.034)
Trend	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Break	1993	1991	1992	1993	1994
Prob. of leaving school (%)					
when unemployment rises	5.032 (0.240)	3.853 (0.521)	13.329 (0.501)	14.772 (0.618)	23.749 (1.258)
from 8% to 10%					
when unemployment drops	6.001 (0.474)	7.387 (0.630)	16.534 (0.754)	19.205 (0.676)	25.522 (1.649)
from 8% to 6%					
Diff. of prob.	0.969 (0.694)	3.533*** (1.112)	3.204*** (1.206)	4.434*** (1.229)	1.773 (2.797)
N	142085	126394	113329	84431	63624
Odds-ratio	21 years	22 years	23 years	24 years	All ages
25-49 years Unemployment	1.015 (0.031)	0.993 (0.021)	0.944* (0.029)	0.877** (0.047)	0.939*** (0.010)
Lag of 25-49 years Unemployment	1.022 (0.027)	1.027 (0.024)	1.081*** (0.027)	1.173*** (0.058)	1.062*** (0.016)
Trend	Yes	Yes	No	Yes	Yes
Break	1993			1996	1991
Prob. of leaving school (%)					
when unemployment rises	27.404 (1.140)	29.455 (0.996)	31.575 (1.323)	32.868 (2.025)	
from 8% to 10%					
when unemployment drops	26.204 (1.353)	30.028 (0.883)	36.732 (1.593)	45.248 (3.268)	
from 8% to 6%					
Diff. of prob.	-1.200 (2.365)	0.573 (1.772)	5.158* (2.795)	12.380** (5.032)	
N	41772	27782	17805	10813	628035

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

Note: standard errors clustered at the year level are in parentheses.

Table 3.9: Father with a high social background: Logistic regression of the choice of leaving school on unemployment

Odds-ratio	16 years	17 years	18 years	19 years	20 years
25-49 years Unemployment	1.035 (0.046)	0.932* (0.036)	1.015 (0.049)	1.031 (0.029)	0.956 (0.029)
Lag of 25-49 years Unemployment	1.017 (0.051)	1.084* (0.053)	0.984 (0.047)	0.986 (0.020)	1.085*** (0.029)
Trend	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Break	1993	1991	1992	1993	1994
Prob. of leaving school (%)					
when unemployment rises	1.267 (0.113)	1.177 (0.089)	4.743 (0.470)	6.357 (0.270)	9.395 (0.466)
from 8% to 10%					
when unemployment drops	1.107 (0.130)	1.552 (0.136)	4.486 (0.401)	5.667 (0.408)	11.038 (0.754)
from 8% to 6%					
Diff. of prob.	-0.160 (0.206)	0.375* (0.209)	-0.257 (0.844)	-0.691 (0.625)	1.642 (1.145)
N	84799	80137	75144	65908	56652
Odds-ratio	21 years	22 years	23 years	24 years	All ages
25-49 years Unemployment	1.021 (0.017)	0.944 (0.036)	1.004 (0.030)	1.026 (0.026)	0.998 (0.018)
Lag of 25-49 years Unemployment	1.010 (0.016)	1.077* (0.043)	1.008 (0.029)	0.966 (0.025)	1.017 (0.018)
Trend	Yes	Yes	No	Yes	Yes
Break	1993			1996	1991
Prob. of leaving school (%)					
when unemployment rises	12.613 (0.360)	16.191 (1.171)	27.740 (1.149)	37.526 (1.292)	
from 8% to 10%					
when unemployment drops	11.709 (0.425)	19.571 (1.128)	27.387 (1.289)	35.128 (1.218)	
from 8% to 6%					
Diff. of prob.	-0.904 (0.710)	3.380 (2.195)	-0.353 (2.360)	-2.398 (2.320)	
N	45919	36192	26634	17468	488853

* p<0.10, ** p<0.05, *** p<0.01

Note: standard errors clustered at the year level are in parentheses.

Chapitre 4

Peut-on parler de « générations sacrifiées » ? Entrer sur le marché du travail dans une période de mauvaise conjoncture économique

Ce chapitre a été co-écrit avec Mathilde Gaini et Aude Leduc et a été publié en 2014 dans *Économie et Statistique* (Gaini et al. 2013).

La crise économique actuelle a renouvelé l'intérêt académique pour l'impact du cycle économique sur le marché du travail. Une attention particulière a été portée à la situation des jeunes et, parmi eux, aux entrants sur le marché du travail, qui sont très fortement touchés par les ralentissements économiques. En France, le taux de chômage des jeunes entrants (1 à 4 ans d'expérience) a considérablement augmenté entre 2007 et 2011, de 3,1 points de pourcentage, tandis que le taux de chômage des travailleurs ayant plus de 10 ans d'expérience a augmenté de 1,0 point de pourcentage. Cela soulève la question de l'effet que les conditions économiques peuvent avoir sur les jeunes entrants sur le marché du travail, question que nous abordons dans ce chapitre.

Plus précisément, les effets de la conjoncture économique à l'entrée sur le marché du travail sont-ils persistants, ou disparaissent-ils au bout de quelques années ? Dans la littérature, cette persistante est souvent dénommée « effet cicatrice » (scarring effect en anglais). L'article présenté ici a pour objet de tester l'existence d'un tel effet cicatrice sur le marché du travail français et, le cas échéant, d'en mesurer l'ampleur. En d'autres termes, nous cherchons à savoir si les jeunes malchanceux qui terminent leurs études au cours d'une crise économique rattrapent (en termes de niveaux d'emploi et de salaire), après quelques années, les jeunes chanceux qui sont entrés sur le marché du travail dans une période d'embellie économique.

4.1 En théorie, les personnes entrées sur le marché du travail en période de mauvaise conjoncture pourraient être pénalisées durant toute leur carrière

Les arguments théoriques sur les effets à long terme d'une entrée sur le marché du travail en période de crise ne permettent pas de trancher de manière univoque sur l'existence et l'ampleur d'un effet cicatrice.

En effet, deux arguments suggèrent qu'une conjoncture économique dégradée à l'entrée sur le marché du travail pourrait avoir des effets négatifs persistants sur le salaire et l'emploi. Premièrement, les employeurs disposent d'une information imparfaite sur le niveau de productivité des candidats à un poste de travail. Ils pourraient de ce fait considérer que les périodes de chômage antérieures d'un candidat sont le signal d'une productivité inférieure à la moyenne (théorie du signal). Deuxièmement, les personnes sorties lors d'une période de mauvaise conjoncture connaissent en moyenne plus de périodes de chômage en début de carrière et pourraient en conséquence accumuler moins d'expérience professionnelle, ce qui nuirait à leur productivité à long terme (théorie du capital humain).

À l'inverse, plusieurs arguments théoriques plaident pour un processus de rattrapage rapide des personnes entrées sur le marché du travail en période de bonne conjoncture par celles entrées en mauvaise. Tout d'abord, le désavantage initial rencontré par les personnes entrées en mauvaise conjoncture peut disparaître en fonction des caractéristiques précises du processus de négociation salariale. En particulier, dans un marché du travail flexible, les jeunes ayant un salaire faible par rapport à leur productivité peuvent l'améliorer en changeant d'entreprise (modèle de search). Ensuite, dans la théorie du contrat implicite (Beaudry et DiNardo 1991), lorsque les conditions économiques s'améliorent, les salaires sont revus à la hausse pour empêcher le travailleur de chercher un autre emploi. Enfin, être au chômage dans une période de crise économique pourrait ne pas envoyer un signal aussi négatif aux employeurs que celui émis en cas de chômage en période de prospérité économique (Biewen et Steffes 2010). Au total, un choc négatif sur le processus d'appariement pourrait être surmonté, surtout si le marché du travail est suffisamment flexible et les cycles économiques assez courts.

Les arguments théoriques ne permettant pas de trancher sur l'existence et l'ampleur d'un effet cicatrice, des études empiriques sont donc nécessaires. À cet égard, les effets à court et à long terme de la conjoncture économique à l'entrée sur le marché du travail ont été documentés dans de nombreux pays : Autriche, Canada, Japon, Norvège, Suède et aux États-Unis. En France, à notre connaissance, seuls les effets à court terme ont été étudiés (Fondeur et Minni 2004 ; Ponthieux 1997).

4.2 L'existence et l'ampleur de l'effet cicatrice dépendent du pays étudié

Il existe une abondante littérature abordant la question de la persistance du chômage d'une manière générale (voir par exemple Arulampalam 2001 ; Arulampalam, Gregg et al. 2001) ou en mettant l'accent sur les jeunes travailleurs (Margolis et al. 2001 ; Gregg 2001 ; Gregg et Tominey 2005 ; Skans 2010). Cette littérature compare les performances à moyen ou long terme des jeunes ayant quitté l'école la même année, mais ayant connu pour les uns des périodes de chômage en début de carrière et pour les autres des périodes d'emploi. Elle conclut, sauf exceptions, que l'effet du chômage en début de carrière est persistant.

Une littérature complémentaire, à laquelle le chapitre présenté ici se rattache plus directement, compare les trajectoires de jeunes ayant terminé leurs études lors d'années différentes, marquées par des conjonctures économiques plus ou moins favorables. Cette littérature se concentre sur la notion de rattrapage. Le rattrapage est mesuré par le nombre d'années nécessaire pour que les jeunes qui rencontrent un taux de chômage élevé à la sortie du système scolaire retrouvent des niveaux d'emploi et de salaire comparables à ceux de jeunes ayant bénéficié d'un faible taux de chômage. L'effet cicatrice permanent correspond à une situation dans laquelle le processus de rattrapage n'est jamais achevé, même après 15 ou 20 ans sur le marché du travail.

De manière générale, la littérature conclut à un effet de rattrapage rapide en matière d'emploi, inférieur à 3 ans (Oreopoulos et al. 2012 ; Genda et al. 2010, aux États-Unis). Cependant, deux études dégagent des effets durables (Raaum et Roed 2006 ; Genda et al. 2010, au Japon).

En revanche, le processus de rattrapage semble être plus long pour les salaires que pour l'emploi : les effets négatifs sont complètement dissipés 10 ans après l'entrée sur le marché du travail (Oreopoulos et al. 2012 ; Genda et al. 2010, aux États-Unis) ou sont permanents (Kahn 2010 ; Brunner et Kuhn 2010 ; Genda et al. 2010, au Japon).

Certains papiers se sont également attachés à caractériser les canaux par lesquels le processus de rattrapage se manifeste. Oreopoulos et al. (2012) montrent par exemple que ce processus passe au Canada par des mobilités accrues entre entreprises pour les jeunes entrés sur un marché du travail dégradé. À l'inverse, Brunner et Kuhn (2010) et Kwon et al. (2010) s'intéressent aux facteurs qui ralentissent ou empêchent le processus de rattrapage d'avoir lieu. Les premiers montrent que les jeunes autrichiens terminant leurs études en période de mauvaise conjoncture occupent plus souvent des emplois de mauvaise qualité, dans des secteurs et des entreprises moins rémunératrices que la moyenne, et qu'ils ne réussissent pas toujours à se réorienter vers des emplois de meilleure qualité. Les seconds montrent que les jeunes suédois entrés sur un marché du travail dégradé obtiennent moins souvent une promotion que ceux entrés dans une conjoncture économique favorable.

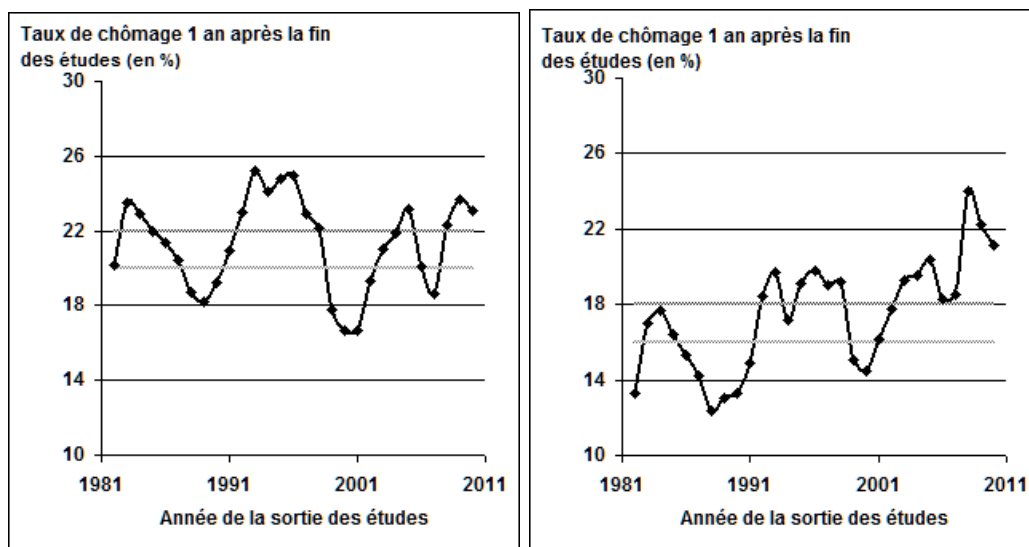
À notre connaissance, seuls Ananian et Calavrezo (2012) traitent de la question de potentiels effets à moyen terme (5 ans) de l'entrée sur un marché du travail dégradé en France. Ils utilisent sur la période 1995-2002 des données administratives sur les salaires (le Panel DADS), qui ne leur permettent pas de traiter de l'effet sur l'emploi ou le chômage. Selon eux, les jeunes entrant sur un marché du travail dégradé rattrapent dans les 3 ans ceux qui sont entrés dans une meilleure conjoncture. Ces résultats confirment l'analyse conduite dans le présent article, sur une période plus longue et à l'aide de données différentes (enquêtes Emploi). Clerc et al. (2011) comparent quant à eux l'insertion sur le marché du travail des générations nées lors de différentes décennies, sans toutefois la mettre formellement en relation avec la conjoncture à l'entrée sur le marché du travail.

La plupart de ces papiers ne trouvent aucun effet à long terme sur le chômage et mettent en évidence un processus plus long de rattrapage des salaires. Mais cette littérature montre également que l'existence et l'étendue de l'effet cicatrice sur les salaires varie fortement d'un pays à l'autre. La diversité des marchés du travail nationaux pourrait expliquer cette variabilité, en particulier au regard des modalités différenciées d'intégration des jeunes sortant de formation initiale dans la population active (voir par exemple Genda et al. 2010, pour une comparaison entre le Japon et les États-Unis). À cette aune, étudier le cas français semble particulièrement intéressant, dans la mesure où le marché du travail français diffère grandement de celui des États-Unis ou des autres pays étudiés dans la littérature. Le marché du travail français se caractérise notamment par un niveau élevé de chômage depuis 30 ans, et par un salaire minimum fixé à un niveau relativement haut. Par conséquent, à la différence d'autres pays, l'emploi, plutôt que le salaire, pourrait constituer le canal principal par lequel les ajustements du marché du travail s'effectuent.

4.3 Surreprésentés parmi les candidats à l'emploi, les jeunes sont plus sensibles à une dégradation de la conjoncture

La présente étude se focalise sur les cohortes de jeunes ayant quitté le système de formation initiale après 1982 (annexe 4.A). Avant cette date, le chômage total et le chômage des jeunes ont eu tendance à augmenter de manière tendancielle. Depuis, le taux de chômage a fluctué, sans marquer de tendance particulière, autour d'un niveau relativement élevé (graphique 4.1). Ainsi, en débutant l'analyse en 1982, nous nous concentrons sur l'effet du cycle économique sur la trajectoire professionnelle des jeunes entrants (effet cicatrice), et non sur l'effet d'évolutions structurelles comme l'augmentation du taux de chômage des cohortes entrant sur le marché du travail.

Graphique 4.1 – Taux de chômage des jeunes de 15 à 24 ans (en %)



(a) Femmes

(b) Hommes

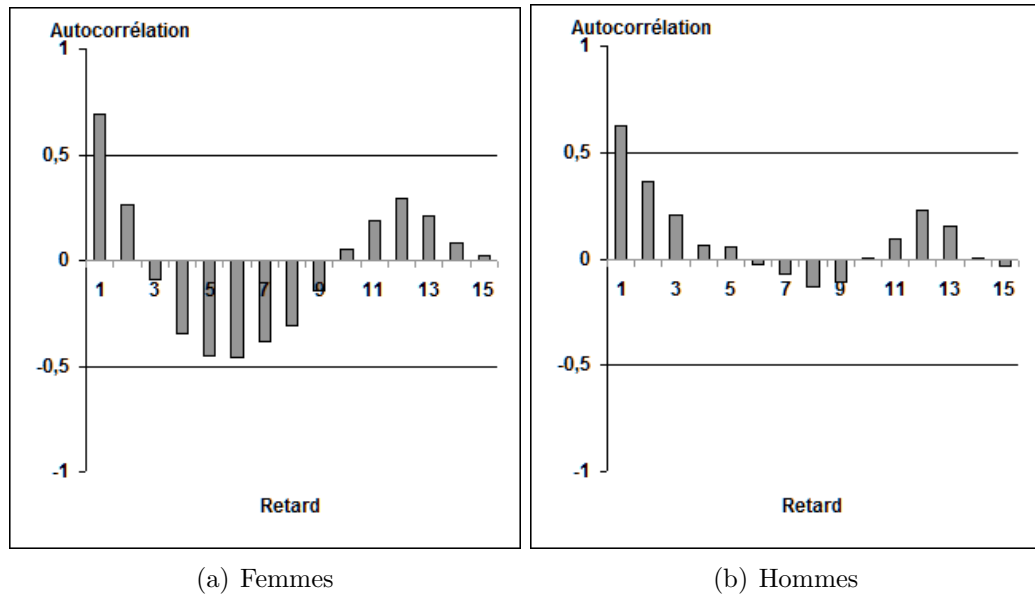
Lecture : les jeunes femmes sorties des études en 2000 font face à un taux de chômage des 15 à 24 ans de 16,7 % en 2001 et les jeunes hommes à un taux de chômage des 15 à 24 ans de 14,5 % en 2001.

Champ : France métropolitaine, personnes de 15 ans et plus.

Source : Insee, enquêtes Emploi.

La France a connu quatre augmentations importantes du chômage au cours de la période qui nous intéresse : 1983-1986, 1993-1999, 2003-2006 et depuis 2008. Le taux de chômage des jeunes a fortement varié entre deux années consécutives au cours de certaines sous-périodes : par exemple de presque 5 points de pourcentage entre 1992 et 1993 et entre 1999 et 2000. Comme dans d'autres pays, la cyclicité du chômage est élevée en France (graphique 4.2).

Graphique 4.2 – Autocorrélogramme du taux de chômage des jeunes de 15 à 24 ans



Lecture : la corrélation entre le niveau de chômage une année donnée et son niveau de l'année précédente est positive et vaut 0,69 pour celui des femmes et 0,63 pour celui des hommes.

Champ : taux de chômage des 15-24 ans entre 1983 et 2011.

Source : Insee, enquêtes Emploi.

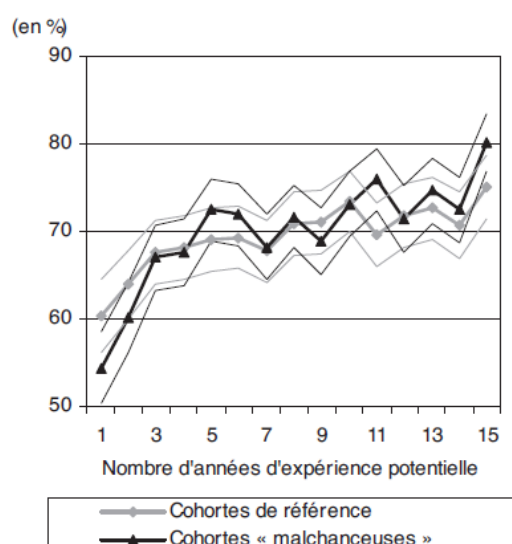
4.4 Les enseignements de la crise de 1993 et de la reprise de 1999

Nous comparons ici les performances sur le marché du travail (emploi et salaire) de cohortes terminant leur formation initiale lors de deux années successives, marquées par des environnements économiques très différents.

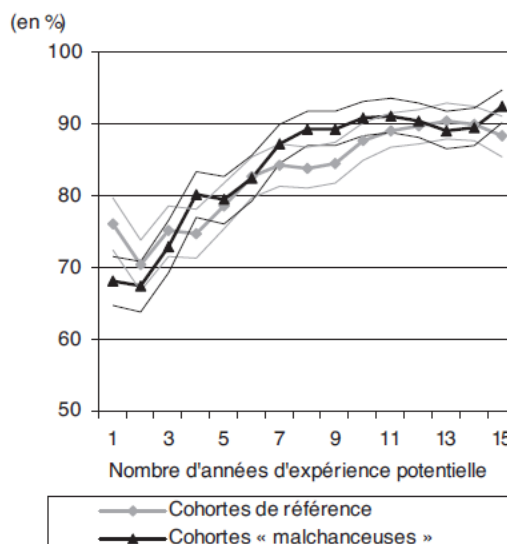
En 1991 et 1992, le chômage des jeunes a été historiquement faible, autour de 15 %. L'année 1993 correspond à une récession inattendue, avec une baisse de -0,7 % du PIB, suivie d'une reprise rapide, mais sans baisse du taux de chômage. Le taux de chômage est resté au-dessus de son niveau de 1991 jusqu'en 1999. En raison de ce contexte économique, les jeunes hommes sortis de formation initiale en 1990-1991 ont un taux d'emploi l'année suivant leur sortie supérieur de 8 points de pourcentage à celui des jeunes sortis en 1992-1993 (graphique 4.3). Pour les jeunes femmes, l'écart s'élève à 5 points de pourcentage. En dépit de ces grandes différences initiales, l'écart entre les deux cohortes disparaît au bout de 3 ans. Entre 8 et 10 ans après leur entrée sur le marché du travail, l'écart est inversé pour les hommes et, après 10 ans, les taux d'emploi sont assez semblables.

Graphique 4.3 – Générations 1992-1993 (« malchanceuses ») versus générations 1990-1991 (« de référence »)

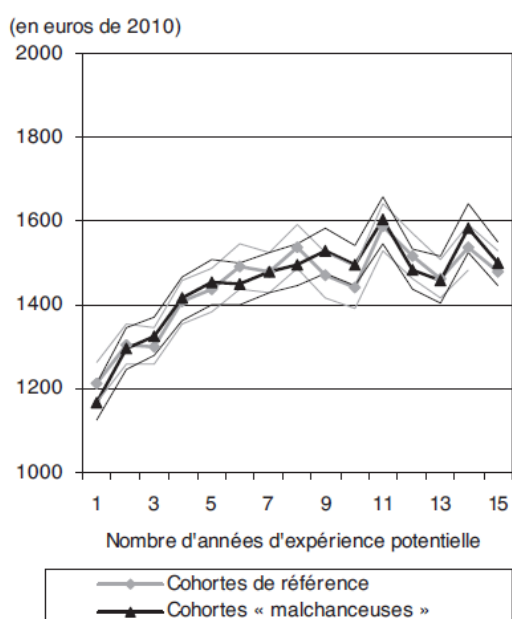
Comparaison des taux d'emploi et des salaires moyens au cours des 15 premières années sur le marché du travail



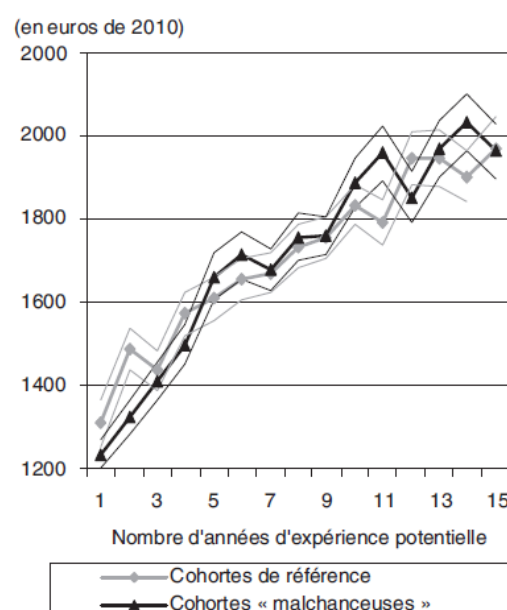
(a) Taux d'emploi des femmes



(b) Taux d'emploi des hommes



(c) Salaire relatif moyen des femmes



(d) Salaire relatif moyen des hommes

Lecture : les jeunes femmes sorties du système scolaire en 1992 ou en 1993 (cohortes « malchanceuses ») ont un taux d'emploi de 54 % et un salaire relatif moyen de 1167 euros après 1 an de présence sur le marché du travail contre un taux d'emploi de 60 % et un salaire relatif moyen de 1213 euros pour les jeunes femmes sorties du système scolaire en 1990 ou en 1991 (cohortes de référence). Les zones grisées pointillées autour de la valeur du taux d'emploi représentent l'intervalle de confiance à 95 % lié à la distribution des valeurs de taux d'emploi. Lorsque celles-ci ne se recoupent pas, les valeurs de taux d'emploi sont significativement différentes selon la conjoncture à l'entrée sur le marché du travail à un niveau de confiance de 95 %. Le salaire relatif en euros 2010 d'une personne une année donnée est calculé comme son salaire cette année divisé par le salaire moyen des jeunes ayant entre 1 et 15 ans d'expérience potentielle cette même année et multiplié par le salaire moyen en 2010 des jeunes ayant entre 1 et 15 ans d'expérience potentielle.

Champ : cohortes de sortants du système scolaire entre 1982 et 2010 observées entre 1990 et 2011 avec entre 1 et 15 années d'expérience potentielle.

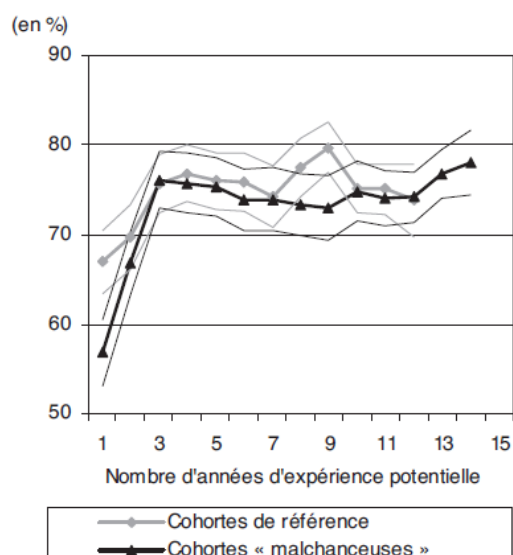
Source : Insee, enquêtes Emploi.

Quant aux salaires, il n'y a pas de différence visible entre les jeunes sortis en 1990-1991 et ceux sortis en 1992-1993, à court ou moyen terme (graphique 4.3). Lors des 3 premières années suivant la sortie de formation initiale, cette apparente absence d'impact pourrait s'expliquer par un effet de sélection. Effectivement, les jeunes n'ayant pas trouvé d'emploi du fait de l'environnement économique ont probablement des salaires potentiels moindres : leur retrait du marché du travail augmente le salaire moyen.

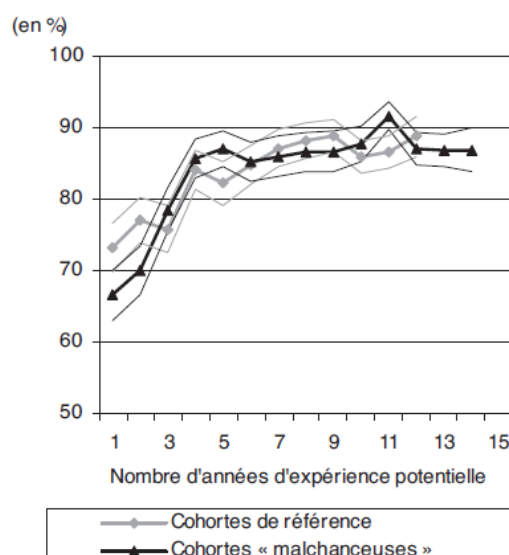
La comparaison des cohortes entrées sur un marché du travail dégradé entre 1997 et 1998, et de celles entrées entre 1999 et 2000 dans un contexte très favorable, délivre le même enseignement de rattrapage rapide (graphique 4.4). À partir de 1999, en effet, l'économie française est en plein essor : le taux de croissance atteint près de 3,5 % de 1999 à 2001, avant un nouveau ralentissement à partir de 2002. En conséquence, un an après leur entrée sur le marché du travail, les cohortes ayant terminé leur formation initiale en 1999-2000 ont un taux d'emploi très supérieur à celui des sortants de formation initiale en 1997-1998 (+ 8 points de pourcentage pour les hommes, + 10 points de pourcentage pour les femmes). Mais cet écart disparaît au bout de 3 ans, ce qui est le signe d'un processus rapide de rattrapage. Les cohortes 1999-2000 gagnent également un salaire plus élevé que les cohortes 1997-1998 au cours de leur première année sur le marché du travail, mais cet écart disparaît au bout de 4 ans pour les hommes et après 2 ans pour les femmes.

Graphique 4.4 – Générations 1997-1998 (« malchanceuses ») versus générations 1999-2000 (« de référence »)

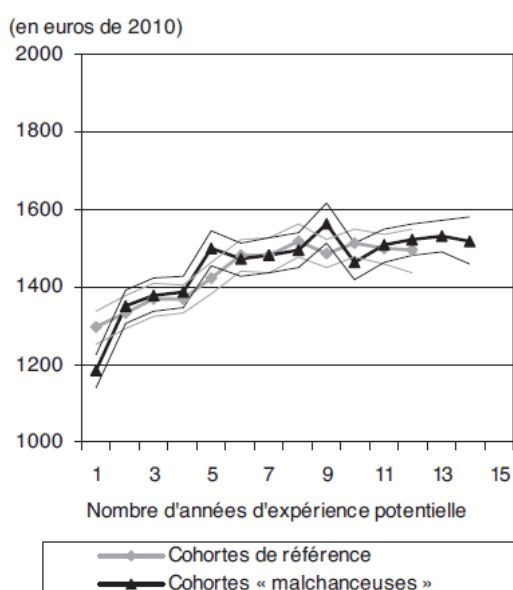
Comparaison des taux d'emploi et des salaires moyens au cours des 15 premières années sur le marché du travail



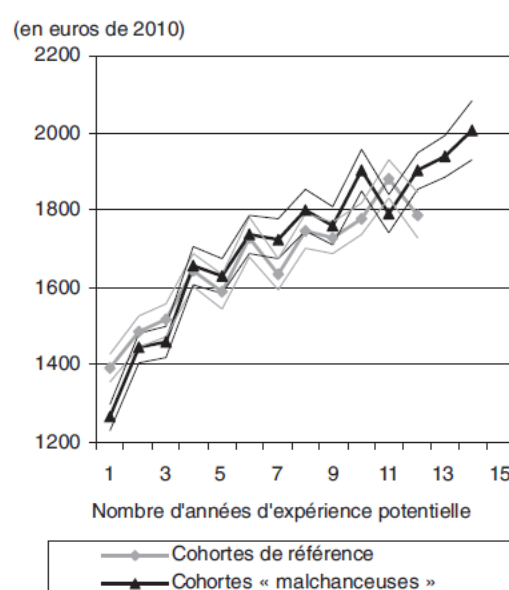
(a) Taux d'emploi des femmes



(b) Taux d'emploi des hommes



(c) Salaire relatif moyen des femmes



(d) Salaire relatif moyen des hommes

Lecture : les jeunes femmes sorties du système scolaire en 1997 ou en 1998 (cohortes « malchanceuses ») ont un taux d'emploi de 57 % et un salaire relatif moyen de 1182 euros après 1 an de présence sur le marché du travail contre un taux d'emploi de 67 % et un salaire relatif moyen de 1295 euros pour les jeunes femmes sorties du système scolaire en 1999 ou en 2000 (cohortes de référence).

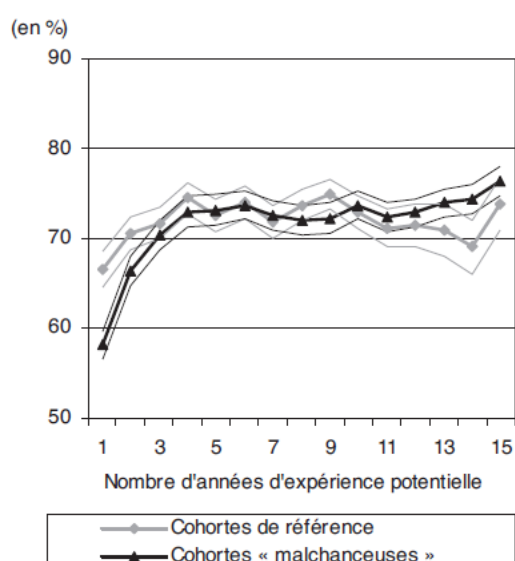
Champ : cohortes de sortants du système scolaire entre 1982 et 2010 observées entre 1990 et 2011 avec entre 1 et 15 années d'expérience potentielle.

Source : Insee, enquêtes Emploi.

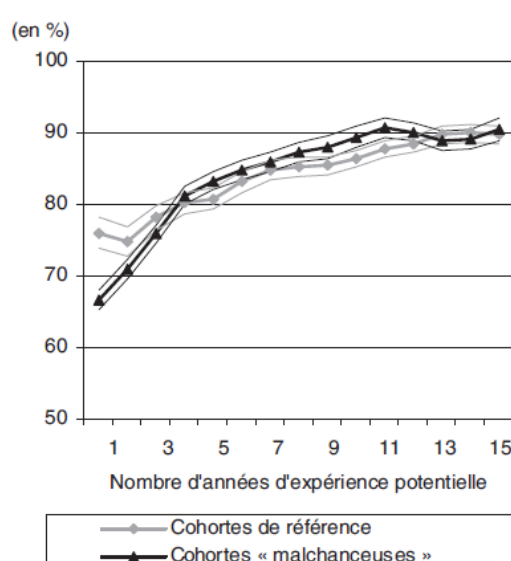
Afin de ne pas faire reposer l'analyse graphique sur les seuls enseignements de la crise de 1993 et de la reprise de 1999, nous étudions l'ensemble des cohortes sorties de formation initiale de 1982 à 2010. Nous divisons notre échantillon en trois groupes en fonction de la conjoncture du marché du travail lors de l'année suivant la sortie du système scolaire et nous comparons les deux groupes extrêmes¹ : les jeunes de référence, ceux ayant quitté l'école quand le taux de chômage des 15-24 ans est inférieur à 16 % pour les hommes et 20 % pour les femmes, et les jeunes malchanceux, ceux ayant quitté l'école quand le taux de chômage des 15-24 ans est supérieur à 18 % pour les hommes, et à 22 % pour les femmes (graphique 4.1). Il n'y a pas différence systématique concernant les salaires moyens des deux groupes de cohortes. Les cohortes malchanceuses ont en revanche un taux d'emploi plus faible pendant les 4 premières années, mais, encore une fois, le processus de rattrapage est rapide (graphique 4.5). Pour les hommes, après 5 à 12 ans sur le marché du travail, les cohortes malchanceuses ont même un taux d'emploi supérieur aux cohortes de référence. Cela pourrait s'expliquer par un effet du cycle économique : en vertu de celui-ci, les jeunes entrés sur le marché du travail en période de ralentissement économique ont une probabilité plus forte de bénéficier d'un boom économique 8 à 10 ans après leur entrée sur le marché du travail (graphique 4.2). Il est donc essentiel de contrôler la conjoncture économique au moment où l'on observe les cohortes. C'est ce qui est fait grâce à la modélisation économétrique présentée ci-après.

1. Pour les femmes, le groupe des cohortes chanceuses est composé des générations sorties du système scolaire entre 1988 et 1990, entre 1999 et 2002 et en 2007 tandis que les cohortes malchanceuses correspondent aux générations sorties des études en 1983, 1984, entre 1992 et 1998, en 2005 et après 2008. Pour les hommes, il s'agit des générations sorties du système scolaire en 1982, entre 1986 et 1991, en 1999 et en 2000 tandis que les cohortes malchanceuses sont sorties des études en 1992, 1993, entre 1995 et 1998 et entre 2003 et 2010.

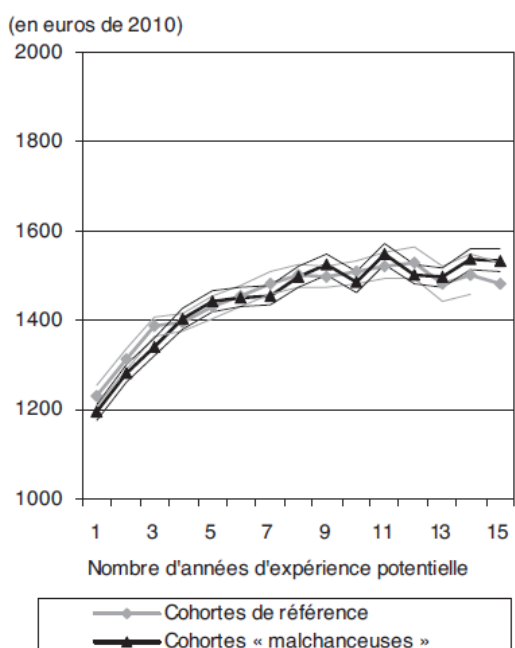
Graphique 4.5 – Générations « malchanceuses » versus générations « de référence »
 Comparaison des taux d'emploi et des salaires moyens au cours des 15 premières années sur le marché du travail



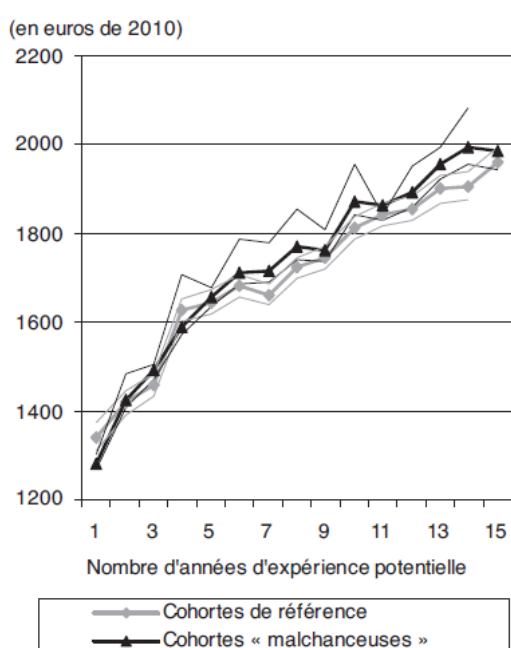
(a) Taux d'emploi des femmes



(b) Taux d'emploi des hommes



(c) Salaire relatif moyen des femmes



(d) Salaire relatif moyen des hommes

Lecture : les jeunes femmes sorties du système scolaire en période de mauvaise conjoncture économique ont un taux d'emploi de 58 % et un salaire relatif moyen de 1195 euros après 1 an de présence sur le marché du travail contre un taux d'emploi de 66 % et un salaire relatif moyen de 1233 euros pour les jeunes femmes sorties du système scolaire en période de bonne conjoncture économique.

Champ : cohortes de sortants du système scolaire entre 1982 et 2010 observées entre 1990 et 2011 avec entre 1 et 15 années d'expérience potentielle.

Source : Insee, enquêtes Emploi.

4.5 Modéliser le processus de rattrapage des cohortes entrées en bonne conjoncture par celles entrées en mauvaise conjoncture

Le modèle permet d'estimer des processus de rattrapage en termes d'emploi, de salaire réel, de part de cadres, de personnes en CDI ou travaillant à temps complet des cohortes arrivées au bon moment sur le marché du travail par celles sorties du système scolaire en période de crise. Pour chacune de ces différentes variables, $y_{c,e}$, un modèle de la forme décrite ci-dessous est estimé séparément pour les hommes et les femmes. L'expérience potentielle, *i.e.* le nombre d'années de présence sur le marché du travail, est représentée par e ($e \in \llbracket 1, 15 \rrbracket$), c correspond à la cohorte de sortie du système scolaire ($e \in \llbracket 1982, 2010 \rrbracket$) et t à l'année en cours ($t \in \llbracket 1990, 2011 \rrbracket$) :

$$\begin{aligned} y_{c,e} &= \alpha + \omega_t + f(e) + g(e) \cdot UR_c + X_c \cdot \beta + u_{c,e} \\ u_{c,e} &= \epsilon_c + \eta_{c,e} \end{aligned} \quad (4.5.1)$$

Le processus de rattrapage est modélisé en interagissant le taux de chômage des jeunes hommes ou femmes l'année de l'entrée sur le marché du travail (UR_c) avec une fonction de l'expérience potentielle ($g(e)$). Ainsi, au cours de l'accumulation d'expérience potentielle, l'effet de la conjoncture au moment de l'insertion sur le marché du travail peut rester constant, s'accroître ou se réduire. Par ailleurs, pour bien isoler le processus de rattrapage de l'effet d'accumulation de l'expérience potentielle qui vient généralement conforter les carrières, la même forme fonctionnelle de l'expérience potentielle ($f(e)$) est introduite comme contrôle dans le modèle, donc cette fois sans l'interagir avec l'indicateur de la conjoncture.

Une spécification flexible Plus précisément, l'expérience potentielle est modélisée sous la forme d'une fonction linéaire par morceaux avec des ruptures de pente tous les 3 ans, ce qui laisse une grande liberté de forme au processus de rattrapage.

Les formes fonctionnelles f et g sont identiques, seules les valeurs estimées des paramètres de ces fonctions peuvent différer. Ces fonctions s'écrivent de la manière présentée ci-dessous. Selon cette écriture de g , les paramètres à estimer sont δ_1 à δ_5 . D'autres spécifications, par exemple avec des indicatrices annuelles d'expérience potentielle, ont été testées et donnent des résultats similaires.

$$\begin{aligned} f(e) &= \gamma_1 \cdot e + \gamma_2 \cdot (e - 3) \cdot \mathbf{1}[e \geq 3] + \gamma_3 \cdot (e - 6) \cdot \mathbf{1}[e \geq 6] \\ &\quad + \gamma_4 \cdot (e - 9) \cdot \mathbf{1}[e \geq 9] + \gamma_5 \cdot (e - 12) \cdot \mathbf{1}[e \geq 12] \end{aligned} \quad (4.5.2)$$

$$\begin{aligned} g(e) &= \delta_0 + \delta_1 \cdot e + \delta_2 \cdot (e - 3) \cdot \mathbf{1}[e \geq 3] + \delta_3 \cdot (e - 6) \cdot \mathbf{1}[e \geq 6] \\ &\quad + \delta_4 \cdot (e - 9) \cdot \mathbf{1}[e \geq 9] + \delta_5 \cdot (e - 12) \cdot \mathbf{1}[e \geq 12] \end{aligned}$$

Un modèle agrégé Le modèle est estimé par les moindres carrés ordinaires sur des données agrégées au niveau de la cohorte de sortie du système scolaire. Des clusters sont introduits pour permettre la corrélation entre les différentes observations d'une même cohorte (e_c) et une méthode de correction (appelée en anglais « Bias Reduced Linearization », Bell et McCaffrey 2002) est utilisée dans l'estimation des écart-types pour pallier le problème du faible nombre de clusters.

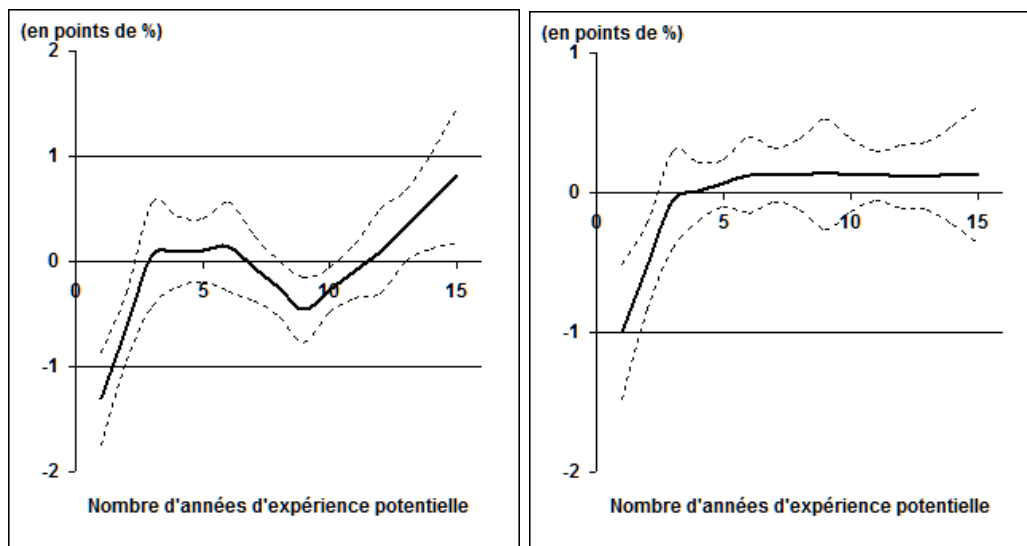
Principales hypothèses L'identification repose sur la comparaison des cohortes. L'hypothèse sous-jacente principale est que les cohortes ne diffèrent que par leurs conditions à l'entrée sur le marché du travail. Pour étayer cette hypothèse, des variables de contrôle supplémentaires sont ajoutées dans le modèle (X_c). Ainsi en est-il de la répartition par diplôme des sortants du système scolaire au cours de la période ou de la taille des effectifs de ces mêmes sortants². La première variable capte l'effet de l'augmentation du niveau moyen d'éducation au fil des cohortes tandis que la seconde neutralise le fait que certaines cohortes, moins nombreuses, pourraient de ce fait mieux s'insérer sur le marché du travail. Finalement, des indicatrices d'année en cours (ω_t) viennent compléter le modèle pour isoler les effets de la conjoncture courante et de l'augmentation du taux d'activité des femmes sur les carrières. Une autre hypothèse est donc que seules les conditions initiales sur le marché du travail peuvent avoir un effet durable sur la carrière. Un test de robustesse reporté à l'annexe 4.C relâche cette hypothèse en choisissant comme indicateur du cycle économique la moyenne du chômage durant les 3 premières années sur le marché du travail. Les résultats sont similaires.

4.6 Un handicap initial significatif, mais des trajectoires d'emploi qui s'homogénéisent rapidement

Les résultats sont présentés sous la forme de graphiques. Ceux-ci illustrent le processus de rattrapage des cohortes malchanceuses suite à une augmentation de 1 point de pourcentage du chômage des jeunes au moment de l'insertion sur le marché du travail. Le graphique 4.6 décrit les processus de rattrapage pour l'emploi et le salaire tandis que le graphique 4.7 représente ceux relatifs à la part de cadres, de personnes en CDI, et de personnes travaillant à temps complet. Les valeurs précises des estimations concernant l'emploi et le salaire sont reportées à l'annexe 1.

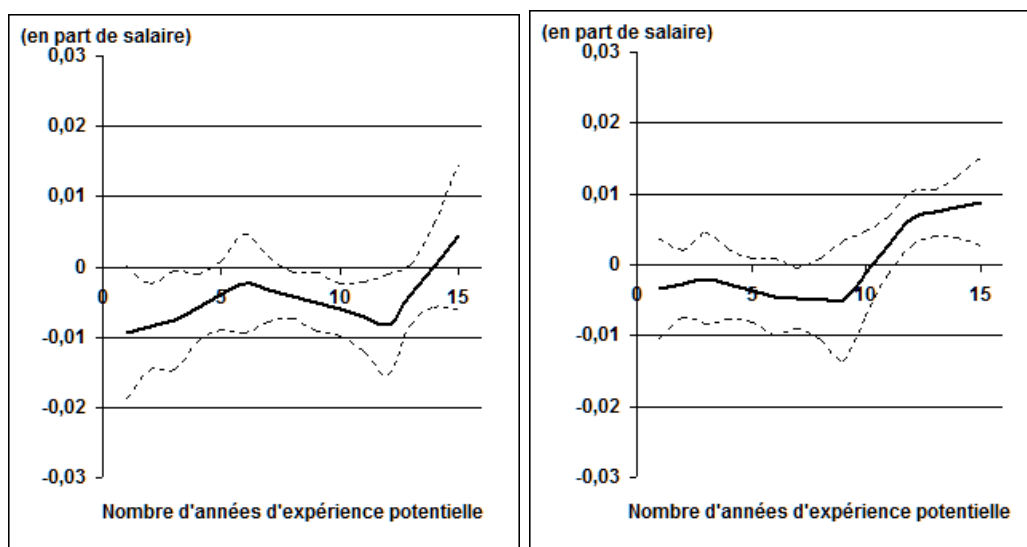
2. A la suite d'Easterlin (1968), plusieurs auteurs ont en effet montré que les générations les plus nombreuses connaissaient, toutes choses égales par ailleurs, des revenus et les perspectives sur le marché du travail plus dégradées (voir par exemple Welch, 1979).

Graphique 4.6 – Effet du taux de chômage des jeunes l'année de l'entrée sur le marché du travail sur le taux d'emploi et le salaire réel moyen Effet moyen d'une augmentation d'1 point de pourcentage du taux de chômage selon l'expérience potentielle



(a) Effet sur le taux d'emploi des femmes

(b) Effet sur le taux d'emploi des hommes



(c) Effet sur le salaire relatif moyen des femmes

(d) Effet sur le salaire relatif moyen des hommes

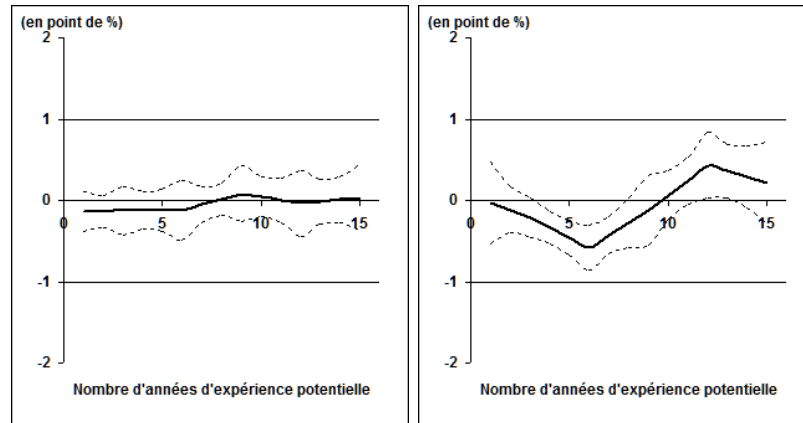
Lecture : lorsque l'on neutralise l'effet de la conjoncture courante, l'augmentation de 1 point de pourcentage du taux de chômage des 15-24 ans à leur entrée sur le marché du travail entraîne une baisse du taux d'emploi des femmes d'environ 1,3 point et une perte salariale moyenne d'environ 1 % au bout d'un an de présence sur le marché du travail.

Champ : cohortes de sortants du système scolaire entre 1982 et 2010 observées entre 1990 et 2011 avec entre 1 et 15 années d'expérience potentielle.

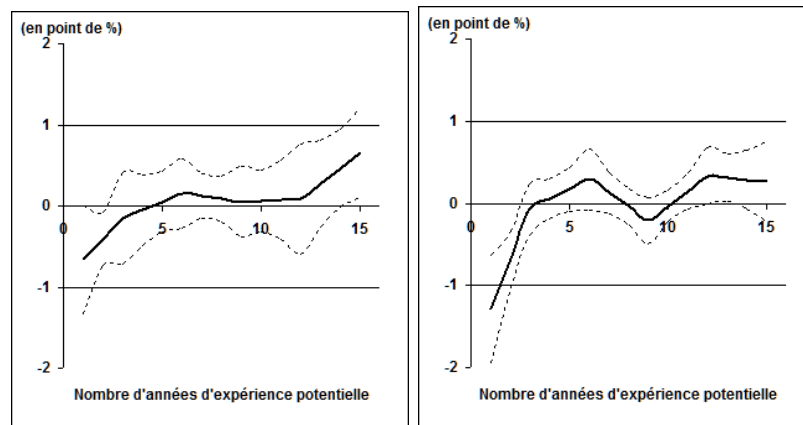
Source : Insee, enquêtes Emploi.

D'après nos résultats, l'augmentation d'1 point de pourcentage du taux de chômage des jeunes à l'entrée sur le marché du travail conduit à une baisse d'environ 1,0 point de pourcentage du taux d'emploi des hommes et d'environ 1,3 point de celui des femmes au bout d'1 an de présence sur le marché du travail. Cependant, l'écart s'amenuise rapidement : dès 4 années après leur date d'insertion professionnelle, la conjoncture subie lors de l'insertion n'a plus d'effet sur leur taux d'emploi. L'effet sur le salaire des hommes n'est pas significatif, même à court terme. Pour les femmes, une augmentation de 1 point de pourcentage du chômage des jeunes à l'entrée sur le marché du travail conduit à une baisse d'environ 1,0 % de leur salaire après 1 an d'expérience potentielle. Cet écart se réduit puis s'annule 6 années après la fin des études.

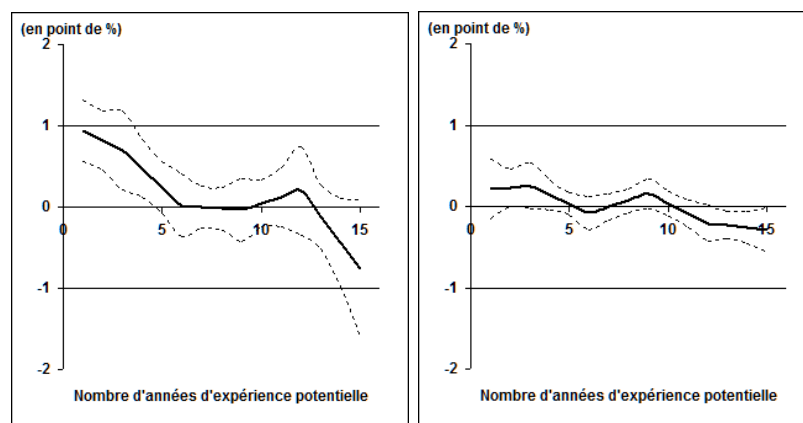
Graphique 4.7 – Effet du taux de chômage des jeunes l’année de l’entrée sur le marché du travail sur la part de cadres, de personnes en CDI et travaillant à temps complet
Effet moyen d’une augmentation d’1 point de pourcentage du taux de chômage selon l’expérience potentielle



(a) Effet sur la part de cadres parmi les femmes en emploi (b) Effet sur la part de cadres parmi les hommes en emploi



(c) Effet sur la part de CDI parmi les femmes en emploi (d) Effet sur la part de CDI parmi les hommes en emploi



(e) Effet sur la part de temps-partiel parmi les femmes en emploi (f) Effet sur la part de temps-partiel parmi les hommes en emploi

Lecture : lorsque l’on neutralise l’effet de la conjoncture courante, l’augmentation de 1 point de pourcentage du taux de chômage des 15-24 ans à leur entrée sur le marché du travail n’a pas d’effet sur la part de femmes cadres ; par contre, la part de femmes en CDI baisse en moyenne de 0,6 point tandis que celle de femmes à temps-partiel augmente de 0,9 point au bout d’un an de présence sur le marché du travail.

Champ : cohortes de sortants du système scolaire entre 1982 et 2010 observées entre 1990 et 2011 avec entre 1 et 15 années d’expérience potentielle.

Source : Insee, enquêtes Emploi.

La perte salariale subie par les femmes semble au moins en partie due à une baisse du temps de travail. Une augmentation d'1 point du chômage des jeunes à la sortie des études entraîne une augmentation d'environ 1 point de la part des femmes à temps-partiel parmi celles en emploi au bout d'1 année de présence sur le marché du travail. Cet écart disparaît au bout de 5 années d'expérience potentielle. À l'inverse, les hommes ne subissent pas de changement de leur temps de travail en fonction du niveau de chômage à la date de leur insertion professionnelle. Par ailleurs, les hommes comme les femmes en emploi sont plus souvent en CDD lors des premières années sur le marché du travail quand la conjoncture à la sortie des études n'est pas bonne. Après 1 an de présence sur le marché du travail, l'augmentation d'1 point du chômage des jeunes à la sortie des études baisse la part de CDI parmi les personnes en emploi de 1,3 point pour les hommes et de 0,6 point pour les femmes. Au bout de 3 ans pour les hommes et de 6 ans pour les femmes, cet écart dû à la conjoncture à l'entrée sur le marché du travail s'annule. Enfin, le niveau du chômage à la date de l'insertion professionnelle n'a pas d'effet significatif sur la part de cadre parmi les personnes en emploi.

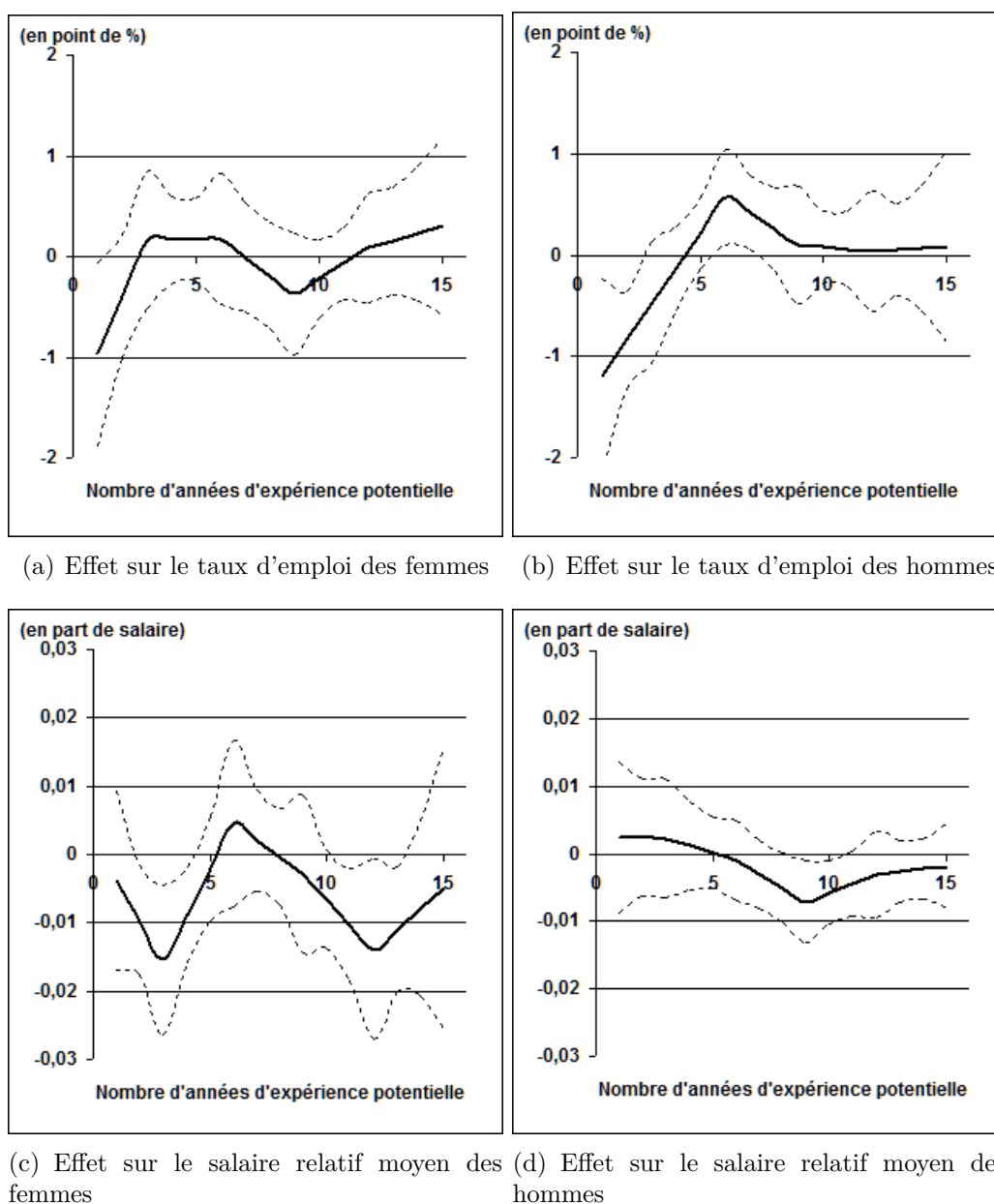
Il n'y a donc pas d'effet persistant de la conjoncture à l'entrée sur le marché du travail sur la suite de la carrière. Un surrattrapage est observé sur le graphique 4.6 entre 12 et 15 ans d'expérience potentielle pour l'emploi des femmes et pour le salaire des hommes entrés sur le marché du travail en période de mauvaise conjoncture économique. Cependant, lorsque la fenêtre d'observation est étendue jusqu'à 20 ans d'expérience potentielle, ce surrattrapage entre 15 et 20 ans d'expérience potentielle disparaît. En fait, au delà de 8 ans d'expérience potentielle, le modèle est estimé à partir d'un nombre de plus en plus restreint de cohortes puisque une cohorte de moins est observée par année d'expérience potentielle supplémentaire. Cela peut jouer sur les estimations dans la mesure où la variable d'intérêt du modèle est croisée avec une fonction de l'expérience potentielle tandis que les contrôles ne le sont pas. Dans un des tests de robustesse reportés en annexe 2, l'effet de la conjoncture courante est isolé non par des indicatrices mais par un indicateur de chômage courant interagi avec une fonction de l'expérience potentielle, ce qui rend possible l'estimation d'un effet différencié de la conjoncture courante selon l'expérience potentielle. Dans ce modèle, le surrattrapage entre 12 et 15 ans d'expérience potentielle est moindre. Par ailleurs, si l'estimation est menée sur des données cylindrées qui regroupent les cohortes entrées sur le marché du travail entre 1982 et 1995 et observées entre 8 et 15 ans d'expérience potentielle, l'effet de surrattrapage est aussi plus faible.

4.7 Un handicap salarial un peu plus fort et durable pour les femmes qualifiés

Les estimations ont aussi été menées séparément selon les niveaux de diplôme. Le groupe des moins diplômés (graphique 4.8) regroupe les personnes sans diplôme, ayant le brevet des collèges ou un diplôme de niveau BEP ou CAP tandis que celui

des plus diplômés (graphique 4.9) comporte les personnes ayant au minimum validées 2 années d'études après le baccalauréat. Les résultats relatifs à l'emploi pour les hommes et les femmes et ceux relatifs au salaire pour les hommes sont très proches, quel que soit le niveau d'études. Par contre, la pénalité salariale pour les femmes semble plutôt subie par les plus diplômées. Après 1 an de présence sur le marché du travail, les femmes les plus diplômées subissent une perte salariale d'environ 1,8 % suite à une augmentation d'1 point du chômage des jeunes au moment de leur insertion professionnelle. La pénalité s'amenuise alors que l'expérience potentielle s'accumule mais semble néanmoins perdurer près de 10 ans.

Graphique 4.8 – Effet du taux de chômage des jeunes l'année de l'entrée sur le marché du travail pour les moins diplômés. Effet moyen d'une augmentation d'1 point de pourcentage du taux de chômage selon l'expérience potentielle

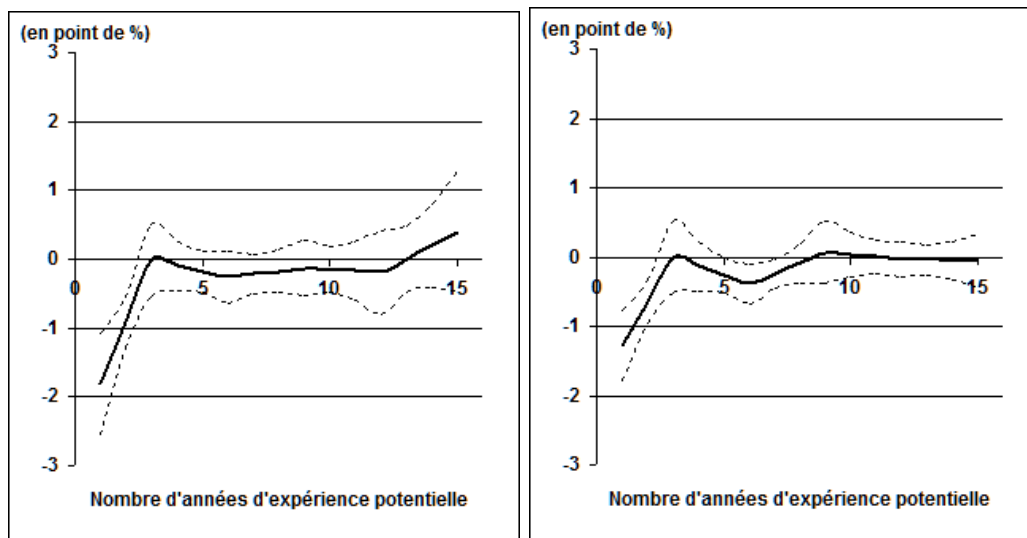


Lecture : lorsque l'on neutralise l'effet de la conjoncture courante, l'augmentation de 1 point de pourcentage du taux de chômage des 15-24 ans à leur entrée sur le marché du travail entraîne une baisse du taux d'emploi des femmes les moins diplômées d'environ 0,9 point mais pas de perte salariale significative au seuil de 5 % au bout d'un an de présence sur le marché du travail. On entend par « moins diplômés » les jeunes sans diplôme, titulaires du brevet des collèges, d'un CAP ou d'un BEP.

Champ : cohortes de sortants du système scolaire entre 1982 et 2010 observées entre 1990 et 2011 avec entre 1 et 15 années d'expérience potentielle.

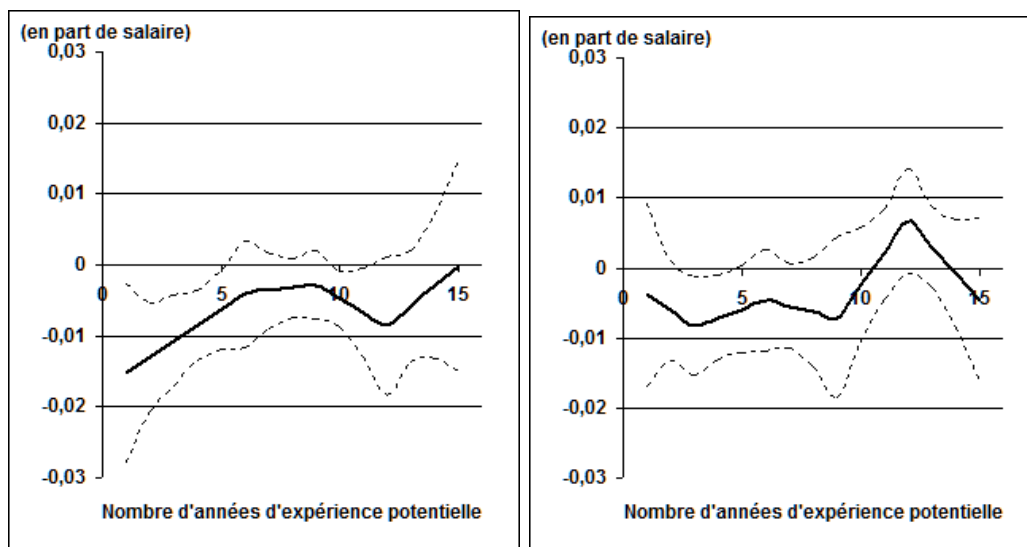
Source : Insee, enquêtes Emploi.

Graphique 4.9 – Effet du taux de chômage des jeunes l'année de l'entrée sur le marché du travail pour les plus diplômés. Effet moyen d'une augmentation d'1 point de pourcentage du taux de chômage selon l'expérience potentielle



(a) Effet sur le taux d'emploi des femmes

(b) Effet sur le taux d'emploi des hommes



(c) Effet sur le salaire relatif moyen des femmes

(d) Effet sur le salaire relatif moyen des hommes

Lecture : lorsque l'on neutralise l'effet de la conjoncture courante, l'augmentation de 1 point de pourcentage du taux de chômage des 15-24 ans à leur entrée sur le marché du travail entraîne une baisse du taux d'emploi des femmes les plus diplômées d'environ 1,8 point et une perte salariale d'environ 1,5 % au bout d'un an de présence sur le marché du travail. On entend par « plus diplômés » les jeunes ayant au moins 2 années d'études après le baccalauréat.

Champ : cohortes de sortants du système scolaire entre 1982 et 2010 observées entre 1990 et 2011 avec entre 1 et 15 années d'expérience potentielle.

Source : Insee, enquêtes Emploi.

4.8 Comment expliquer le rattrapage plus rapide en France que dans d'autres pays ?

Il n'y a donc pas, d'après nos résultats, d'« effet cicatrice » en France. En moyenne, sur la période analysée, les jeunes semblent avoir été capables de surmonter les effets d'une entrée au mauvais moment sur le marché du travail et le temps nécessaire au rattrapage apparaît plus court en France que dans beaucoup d'autres pays.

Nos résultats suggèrent que les mécanismes décrits par les théories du capital humain et du signal rappelés en première partie de ce chapitre ne jouent pas de rôle spécifique en période de crise. Il est, en effet, possible que les savoirs généraux acquis à l'école ne se détériorent que peu durant les épisodes de chômage. Par ailleurs, le chômage des jeunes est plutôt composé de périodes courtes et répétées ce qui peut expliquer que l'éventuelle perte d'employabilité consécutive soit plus faible qu'en cas de chômage de longue durée. Cela laisse aussi plus facilement ouverte la possibilité de masquer ces périodes de chômage sur le curriculum vitae. Enfin, avoir été au chômage en période de crise est finalement peut-être moins stigmatisant que l'avoir été lors d'une embellie économique puisque beaucoup se sont aussi retrouvés au chômage au même moment (Biewen et Steffes 2010).

L'absence de pénalité salariale pour les hommes même à court terme et la faiblesse de celle-ci pour les femmes pourrait s'expliquer par la part importante de jeunes rémunérés au salaire minimum en France (Demailly et Chamkhi 2012, environ 35 % des 15-24 ans d'après). Celle-ci limite nécessairement les baisses de salaire en période de mauvaise conjoncture économique, notamment pour les moins diplômés. Par ailleurs, le chômage à l'entrée sur le marché du travail est structurellement élevé en France, il pourrait donc être moins souvent utilisé que dans d'autres pays comme révélateur de la productivité des individus, en bonne comme en mauvaise conjoncture.

Nos résultats sont, par ailleurs, cohérents avec ceux de l'étude de Royer (2011) sur les fermetures d'établissements qui conclut que leurs anciens employés subissent par la suite des pertes salariales plus faibles en France qu'aux États-Unis. La perte d'emploi serait ainsi moins pénalisante en France qu'aux États-Unis. Une explication peut être que le capital accumulé dans les emplois en France est moins spécifique, une autre hypothèse est que l'écart salarial entre les bons et les mauvais emplois en France est moindre qu'aux États-Unis. Finalement, il existe peut-être en France des stratégies de compensation des mauvais départs dans les modes de négociation des revalorisations salariales et le recrutement reposerait plus en début de carrière sur le diplôme et l'âge que sur l'expérience réelle.

En résumé, jusqu'à présent, entrer dans une période de mauvaise conjoncture économique ne semble pas avoir été pénalisant à long terme pour le reste de la carrière. Un rattrapage a lieu rapidement : au bout de 3 ans en moyenne en ce qui concerne l'emploi pour les femmes et pour les hommes ; et au bout de 6 ans en

moyenne en ce qui concerne le salaire pour les femmes, les jeunes hommes entrés en mauvaise conjoncture ne connaissant pas de malus salarial par rapport à ceux rentrés en meilleure conjoncture. Ce rattrapage relativement rapide ne signifie cependant pas que les jeunes entrés au mauvais moment sur le marché du travail ne subissent pas de perte sèche puisque, pendant les premières années, leur probabilité d'être en emploi est plus faible et, pour les femmes, leur salaire est moindre.

De plus, l'analyse présentée ici a été menée sur une période passée. Les générations entrant actuellement sur le marché du travail font face à des conditions bien plus dégradées que lors des cycles précédents (Cochard, Cornilleau et al. 2010) : il est donc trop tôt pour savoir si l'homogénéisation des trajectoires leur bénéficiera de la même manière que par le passé.

4.A Annexe : Données, champ et concepts

Utiliser les enquêtes Emploi sur longue période. La présente étude utilise les enquêtes Emploi, de 1990 à 2011. Les enquêtes Emploi antérieures à 1990 ne sont pas utilisées car la variable de salaire n'était disponible que par tranches. De 1990 à 2002, l'enquête Emploi était annuelle et réalisée généralement en mars. Depuis 2003, l'enquête est trimestrielle et l'échantillon a augmenté au fil du temps (une première fois en 2003 et une seconde fois à partir de 2008). nous repondérons les observations (à partir des poids initiaux de l'enquête Emploi) afin d'accorder le même poids dans les analyses économétriques aux différentes années,. De plus, le plan de sondage de l'enquête Emploi correspond à un « panel rotatif » : les enquêtés sont interrogés à plusieurs reprises (3 fois dans l'enquête Emploi annuelle, 6 fois dans l'enquête Emploi trimestrielle). On ne conserve ici que la première observation pour chaque personne interrogée afin d'éviter les problèmes liés à la corrélation intra-individuelle des observations.

Enfin, nous appliquons une correction à la variable d'expérience potentielle (i.e. la durée de présence sur le marché du travail). L'expérience potentielle est calculée comme la différence entre l'année en cours et l'année de fin d'études. Or, de 1990 à 2002, les jeunes en apprentissage, relativement nombreux, sont considérés comme ayant terminé leurs études, tandis qu'à partir de 2003, ils sont considérés comme étant encore en études. La correction correspond à celle habituellement appliquée par l'Insee, et permet de traiter les périodes d'apprentissage comme des périodes d'études dans toutes les enquêtes Emploi, de 1990 à 2002. Elle est présentée plus en détails dans Gaini et al. (2012a).

Champ. Nous nous concentrons principalement sur les jeunes de nationalité française, de 1 à 15 ans d'expérience potentielle entre 1990 et 2011, qui ont donc quitté le système de formation initiale (cycle secondaire ou supérieur) entre 1982 et 2010, quel que soit leur âge à ce moment là.

Concepts. Dans ce chapitre, on considère qu'un jeune quitte le système de formation initiale ou entre sur le marché du travail quand il achève ses études, qu'il ait ou non obtenu son diplôme. Cela inclut donc les situations de décrochage scolaire. La définition retenue diffère de ce fait de celle souvent retenue dans d'autres articles sur l'effet cicatrice. En effet, dans de nombreux articles, les jeunes sont observés à partir du moment où ils occupent leur premier emploi rémunéré, et non quand ils ont quitté l'école. Cela vient de l'utilisation de données administratives, sans aucune information disponible sur l'année de fin d'études. Cet indicateur d'entrée sur le marché du travail correspondant au premier emploi serait très endogène dans nos analyses puisque, en période de conjoncture économique dégradée, les jeunes terminant leurs études trouvent moins facilement un premier emploi.

Nos principales variables d'intérêt sont l'emploi (occupe un emploi ou non) et le salaire réel (salaire nominal corrigé de l'inflation) mensuel en logarithme. L'emploi est mesuré au cours d'une semaine de référence et le salaire mensuel correspond au

salaire de l'emploi principal. D'autres indicateurs du marché du travail sont aussi analysés, comme le fait d'être ou non « cadre ou profession intellectuelle supérieure », d'être ou non employé en CDI, ou de travailler à temps plein ou partiel. La conjoncture à l'entrée sur le marché du travail est mesurée par le taux de chômage des jeunes de 15 à 24 ans lors de l'année suivante, séparément pour les hommes et les femmes. Il s'agit du taux de chômage fourni par l'Insee et corrigé des ruptures de séries. Le choix de retenir le taux de chômage de l'année suivante plutôt que de l'année en cours vient du constat que la majorité des jeunes terminent leurs études au cours du second semestre, et commencent habituellement à chercher un travail pendant l'automne et l'hiver suivants (Coudin et Beffy 2007). Utiliser un indicateur alternatif - le chômage au 3e trimestre de l'année en cours - donne des résultats très similaires.

4.B Annexe : Valeurs des estimations concernant l'emploi et le salaire

Résultats des estimations des processus de rattrapage en termes d'emploi et de salaire pour les hommes et les femmes

	FEMMES		HOMMES	
	Taux d'emploi	Salaire réel moyen	Taux d'emploi	Salaire réel moyen
Taux de chômage des 15-24 ans (TC)	-1,979*** (-0,360)	-0,010 (-0,007)	-1,469*** (-0,376)	-0,004 (-0,005)
TC*Expérience potentielle (entre 1 et 15 ans)	0,681*** (-0,169)	0,001 (-0,003)	0,472*** (-0,149)	0,001 (-0,002)
TC*Expérience potentielle (entre 3 et 15 ans)	-0,660*** (-0,247)	0,001 (-0,004)	-0,412* (-0,210)	-0,002 (-0,003)
TC*Expérience potentielle (entre 6 et 15 ans)	-0,218 (-0,180)	-0,003 (-0,003)	-0,058 (-0,152)	0,001 (-0,002)
TC*Expérience potentielle (entre 9 et 15 ans)	0,382*** (-0,131)	0,000 (-0,002)	-0,008 (-0,166)	0,004 (-0,003)
TC*Expérience potentielle (entre 12 et 15 ans)	0,055 (-0,186)	0,005 (-0,003)	0,012 (-0,111)	-0,003* (-0,001)
Contrôle du niveau d'éducation	Oui	Oui	Oui	Oui
Contrôle de l'expérience	Oui	Oui	Oui	Oui
Indicatrices d'année courante	Oui	Oui	Oui	Oui
R2	0,736	0,876	0,871	0,919
N	302	302	302	302

Lecture : ce tableau présente les résultats de l'estimation du modèle pour les principales variables d'intérêt. L'effet du taux de chômage à l'entrée sur le marché du travail sur le taux d'emploi des femmes au bout de 7 ans de présence sur le marché du travail se calcule à partir des 4 premiers coefficients du tableau. Il est égal à $-1,979 + 7 \times 0,681 + (7-3) \times -0,660 + (7-6) \times -0,218 = -0,07$ point de pourcentage. Ce tableau permet donc de tracer les processus de rattrapage du graphique. Ce tableau permet donc de tracer les processus de rattrapage du graphique 4.6.

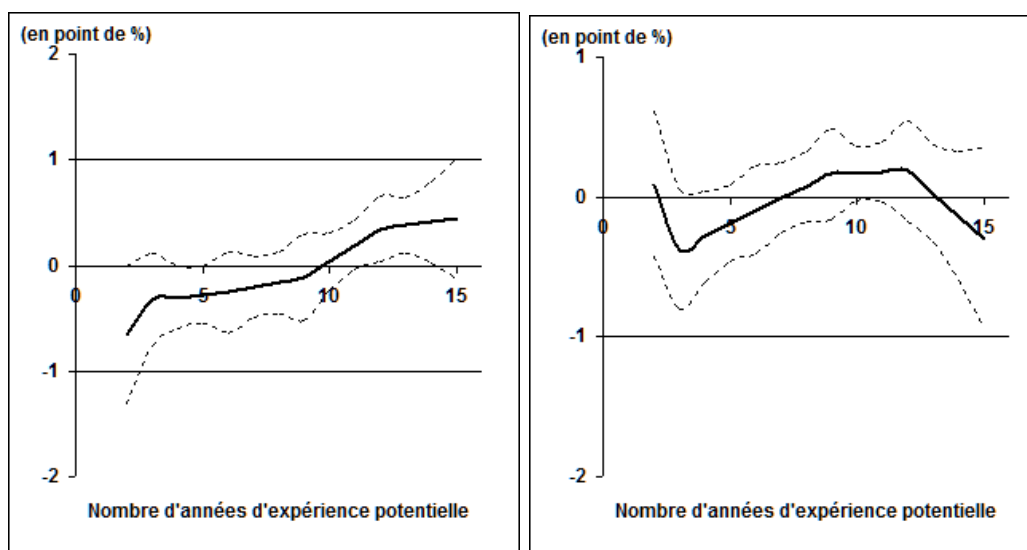
Champ : cohortes de sortants du système scolaire entre 1982 et 2010 observées entre 1990 et 2011 avec entre 1 et 15 années d'expérience potentielle.

Source : Insee, enquêtes Emploi.

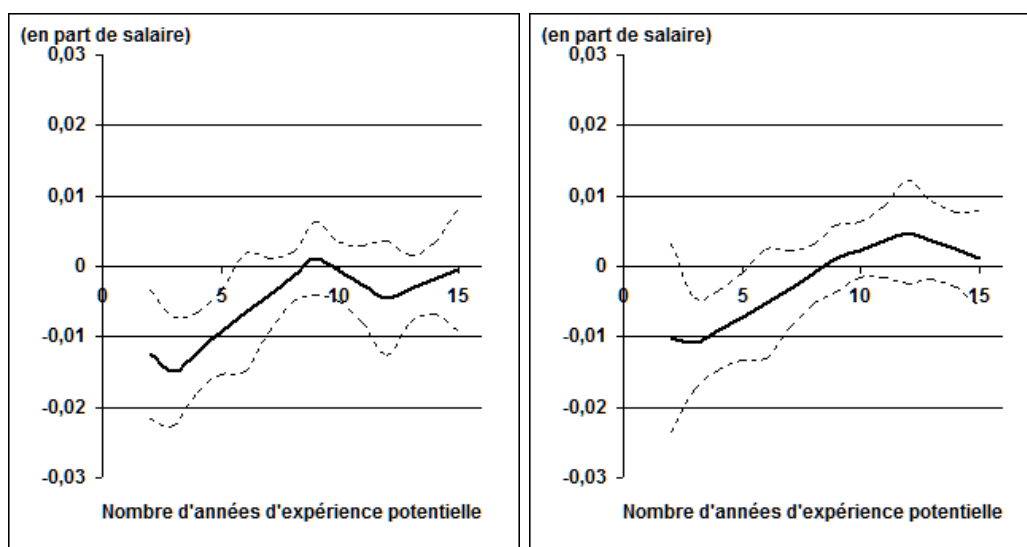
4.C Annexe : Tests de robustesse

De nombreux tests de robustesse ont été menés et sont présentés avec plus de détails dans Gaini et al. (2012a). Le modèle présenté dans le corps du texte a été estimé sur différentes périodes et les résultats obtenus sont similaires à ceux présentés dans ce chapitre. Par exemple, le modèle est estimé sur les cohortes sorties du système scolaire entre 1982 et 1996 pour avoir un panel cylindré entre 8 et 15 ans d'expérience potentielle ; il est aussi estimé sur une fenêtre d'observation plus large, allant jusqu'à 20 ans d'expérience potentielle pour certaines cohortes. D'autres indicateurs du cycle économique sont étudiés. Par exemple, il est possible de penser que l'insertion sur le marché du travail est un processus relativement long et qu'ainsi la conjoncture d'insertion sur le marché du travail est reflétée plus fidèlement par la moyenne des taux de chômage vécus les 3 premières années après la sortie du système scolaire. Le modèle ne peut alors être estimé qu'à partir de la quatrième année d'expérience potentielle. Les résultats sont similaires, il n'y a pas d'effet à long terme de la conjoncture à l'entrée sur le marché du travail. Un test de robustesse important a consisté en une amélioration de la façon dont le contrôle de la conjoncture courante est modélisé. En effet, en contrôlant la conjoncture courante avec des indicatrices d'année, on fait l'hypothèse que l'effet de la conjoncture courante sur le taux d'emploi ou le salaire est le même quelle que soit l'année d'expérience potentielle. Une alternative est de contrôler la conjoncture courante en interagissant le chômage courant avec une fonction linéaire par morceaux de l'expérience potentielle. On permet ainsi à l'effet de la conjoncture courante de différer selon l'année d'expérience potentielle et on estime ainsi plus précisément l'effet du chômage à l'entrée sur le marché du travail pour les différentes valeurs d'expérience potentielle. Les résultats de cette estimation, présentés dans le graphique 4.10, confirment l'absence d'effet à long terme d'une entrée au mauvais moment sur le marché du travail.

Graphique 4.10 – Effet du taux de chômage des jeunes l'année de l'entrée sur le marché du travail sur le taux d'emploi et le salaire réel moyen. Effet moyen d'une augmentation d'1 point de pourcentage du taux de chômage selon l'expérience potentielle



(a) Effet sur le taux d'emploi des femmes (b) Effet sur le taux d'emploi des hommes



(c) Effet sur le salaire relatif moyen des femmes (d) Effet sur le salaire relatif moyen des hommes

Lecture : Dans une spécification permettant de neutraliser l'effet de la conjoncture courante de manière différenciée selon l'année d'expérience potentielle, l'augmentation de 1 point de pourcentage du taux de chômage des 15-24 ans à leur entrée sur le marché du travail entraîne une baisse du taux d'emploi des femmes d'environ 0,6 point et une perte salariale moyenne d'environ 1,2 % au bout de 2 ans de présence sur le marché du travail. L'estimation est menée à partir de 2 années d'expérience potentielle parce que le chômage courant et le chômage à l'entrée sur le marché du travail sont identiques à 1 an d'expérience potentielle.

Champ : cohortes de sortants du système scolaire entre 1982 et 2010 observées entre 1990 et 2011 avec entre 1 et 15 années d'expérience potentielle.

Source : Insee, enquêtes Emploi.

Deuxième partie

Utilisation de variables subjectives en économie de la santé

Chapitre 5

Mesurer le renoncement aux soins pour raisons financières : quel impact de la formulation ?

Ce chapitre a été co-écrit avec Renaud Legal.

5.1 Introduction

Le renoncement aux soins pour raisons financières est de plus en plus mobilisé pour apprécier l'accessibilité financière aux soins des systèmes de santé, en complément des mesures habituellement utilisées (reste à charge, taux de recours, dépenses moyennes...).

En particulier, dans son rapport sur la mesure de l'accessibilité financière aux soins, le Haut Conseil pour l'Avenir de l'Assurance Maladie reconnaît son intérêt pour l'analyse des obstacles financiers d'accès aux soins, en complément d'autres indicateurs plus usuels, et recommande de suivre le phénomène en routine (HCAAM 2012). Récemment, un programme de recherche mêlant approche quantitative et qualitative a été conduit en France à l'initiative de la DREES. Les travaux économétriques ont notamment montré l'importance de la précarité sociale parmi les déterminants du renoncement et le rôle protecteur de la CMU-C (Després et al. 2011 ; Dourgnon et al. 2012 ; Chauvin et al. 2013 ; Apouey et Geoffard 2014). Les entretiens socio-anthropologiques du volet qualitatif ont permis de préciser les différents sens que les répondants attachent à la notion, en faisant émerger deux grandes catégories de renoncement : les renoncements barrières et les renoncements refus (Després et al. 2011 et Després, 2013). A l'étranger, plusieurs travaux se sont intéressés au renoncement (Allin et al. 2010 ; Allin et al. 2009 ; Cavalieri 2013 ; Chaupain-Guillot et Guillot 2014 ; De Looper et Lafortune 2009 ; Guessous et al. 2012 ; Koolman 2007). Sur données canadiennes, Allin et al. (2010) ont montré que les facteurs du renon-

cement différaient selon ses causes (files d'attente, barrières financières ou raisons personnelles), ce qui limite l'intérêt d'une notion générale de renoncement (quelle qu'en soit la cause). Par ailleurs, leurs résultats indiquent que les personnes déclarant avoir renoncé à des soins pour raisons financières ont une consommation de soins plus faible, toutes choses égales par ailleurs, et sont plus pauvres que le reste de la population, rejoignant ainsi les résultats de Dourgnon et al. sur données françaises.

Interroger les individus pour savoir s'ils ont récemment renoncé à des soins pour raisons financières offre donc un éclairage intéressant sur l'existence de besoins ressentis mais non satisfaits. Le corollaire est que le renoncement ainsi appréhendé est par essence une notion éminemment subjective qui dépend largement des représentations individuelles, notamment en matière de santé.

Cette subjectivité peut également induire une sensibilité des réponses obtenues dans les enquêtes aux conditions de collecte, comme on a pu l'observer pour la santé auto-déclarée. La technique de l'échantillon partagé, ou *split-sample*, a depuis longtemps été utilisée pour évaluer la sensibilité des réponses aux questions des enquêtes statistiques, comme en témoigne les nombreuses expériences françaises relatées dans Grémy (1987), ou internationales, décrites par exemple dans Strack et Schwarz (1999). Cette méthode a notamment été mise à profit récemment par Pudney (2010) et Conti et al. (2011), afin de tester la sensibilité des questions de satisfaction dans la vie et au travail à leur formulation. Comme le mentionnent Schwarz et al. (1998), les études existantes ont souvent montré que des modifications apparemment mineures de la formulation des questions pouvait avoir des conséquences très fortes sur l'information collectée, notamment en matière de variables subjectives ou faisant appel à la mémoire de la personne.

De tels travaux ont également été conduits en matière de santé. Beebe et al. (2008) et Beebe et al. (2014) utilisent par exemple la technique de l'échantillon partagé pour comparer plusieurs formulations de questions relatives à la réalisation par les enquêtés de tests de détection de cancers. Ces tests faisant l'objet de surdéclarations de la part des enquêtés, il peut être utile de tester plusieurs formulations afin de minimiser ce biais de surdéclaration. De tels travaux ont également été menés dans le cadre des travaux sur les addictions, par exemple sur la consommation d'alcool ou de drogues (Aquilino 1994 ou Gmel 2000). Des travaux récents se sont enfin intéressés à l'effet des conditions de collecte (formulation et place dans le questionnaire) sur l'information collectée en matière de santé auto-déclarée (Bowling et al. 2008 à partir de l'enquête ELSA britannique, Clark et al. 2007 et Lumsdaine et al. 2013 à partir de l'enquête SHARE). Ils montrent que le niveau moyen de santé, la distribution des états de santé et les liens de la santé avec d'autres variables sont modifiés lorsque l'on fait varier les conditions de collecte, dans des proportions qui ne sont toutefois pas suffisantes pour remettre en cause les principales conclusions des travaux utilisant les variables de santé auto-déclarée.

Toutefois, à notre connaissance, l'impact des conditions de collecte, et notamment de la formulation de la question sur la mesure du renoncement aux soins pour

raisons financières, n'a jamais été étudié, alors même que les formulations sont très variables d'une enquête à l'autre. Pourtant cette question revêt des enjeux majeurs pour la recherche et les politiques publiques.

En effet, l'estimation de l'effet de la formulation est de nature à éclairer les écarts de mesures qui peuvent exister d'une enquête à une autre au sein d'un même pays ou entre deux pays différents. Ensuite, si la formulation a effectivement un effet sur les taux de renoncement, il convient d'étudier si les déterminants socio-démographiques du renoncement sont dépendants ou non de la formulation de la question. Si tel est le cas, une attention très particulière devra être portée à la formulation avant de conclure que telle catégorie de population rencontre des difficultés d'accès aux soins particulièrement marquées. Les questions sur le renoncement pouvant aussi permettre d'identifier les soins pour lesquels les barrières financières d'accès sont les plus marquées, il importe également d'étudier si le classement des soins faisant le plus l'objet de renoncement est sensible ou non à la formulation de la question.

En France, outre les nombreux sondages d'opinions qui interrogent régulièrement les individus sur le phénomène, deux sources officielles permettent de suivre en routine le renoncement aux soins : l'enquête Statistique sur les Ressources et les Conditions de Vie (SRCV) conduite chaque année par l'INSEE et l'enquête Santé et Protection Sociale (SPS) réalisée tous les deux ans par l'IRDES. Les données de l'enquête SPS sont mobilisées depuis plusieurs années par le ministère pour le suivi du phénomène (au travers de l'indicateur dédié du programme qualité et efficience, en annexe du projet de loi de financement de la Sécurité sociale). Les taux de renoncement, ainsi que les formulations des questions de renoncement aux soins varient parfois de manière importante entre ces différentes sources (Boisguérin 2012), sans qu'il soit possible d'isoler l'impact de la formulation, d'autres éléments variant d'une enquête à l'autre : autres questions du questionnaire, place dans le questionnaire, mode de collecte, tirage de l'échantillon...

L'objet de cette étude est de mesurer l'effet propre de la formulation sur le renoncement aux soins à partir d'une technique d'échantillon partagé (également connue sous le nom de *split sample*), particulièrement indiquée pour ce genre d'exercice, qui consiste à comparer les réponses de plusieurs sous-échantillons de répondants soumis à différents jeux de formulation, ces sous-échantillons ayant été constitués aléatoirement. Le premier volet de l'étude analyse l'effet propre de la formulation sur le taux de renoncement aux soins pour raisons financières. Ensuite, la possibilité d'un effet différencié selon les sous-populations est testée à l'aide d'une analyse toutes choses égales par ailleurs. Enfin le troisième et dernier volet de l'étude examine la sensibilité du classement des soins faisant le plus l'objet de renoncement à la formulation de la question.

5.2 Un dispositif conçu spécifiquement pour comparer quatre jeux de formulation de la question sur le renoncement

Le présent travail mobilise les données du Baromètre d'opinion de la DREES. Celui-ci est une enquête de suivi de l'opinion des Français sur leur santé, la protection sociale (assurance maladie, retraite, famille, handicap-dépendance, pauvreté-exclusion) et les inégalités. Commandé par la DREES tous les ans depuis 2000 (sauf en 2003), il est réalisé par l'institut BVA depuis 2004. L'enquête est effectuée en octobre-novembre, au domicile des enquêtés, auprès d'un échantillon d'environ 4 000 personnes représentatives de la population habitant en France métropolitaine et âgées de plus de 18 ans. L'échantillon est construit selon la méthode des quotas, par sexe, âge, profession de la personne de référence, après stratification par grande région et catégorie d'agglomération.

A l'occasion de l'édition 2013 du baromètre, des questions sur le renoncement aux soins ont été introduites dans le questionnaire. Plus précisément, afin d'étudier l'impact de la formulation des questions sur la mesure du renoncement aux soins, l'échantillon de 4 000 répondants a préalablement été divisé aléatoirement en quatre sous-échantillons de 1 000 personnes (split sample), chacun de ces sous-échantillons étant lui-même représentatif vis-à-vis des quotas. A chaque sous-échantillon correspondait un jeu spécifique de formulation des questions sur le renoncement, les autres caractéristiques de l'enquête étant parfaitement identiques entre les quatre sous-échantillons (mode d'interrogation, autres questions du questionnaire, consignes aux enquêteurs...). Finalement, le mode opératoire retenu nous permet bien de mesurer l'effet propre de la formulation, et d'isoler l'effet de la formulation des autres effets également susceptibles d'influencer la mesure du phénomène.

Pour les quatre différentes formulations testées, nous nous sommes inspirés des formulations des enquêtes SPS et SRCV, et avons choisi de combiner entre elles deux variantes (tableau 5.1) :

- Préciser d'emblée qu'il s'agit de renoncement pour raisons financières versus poser d'abord la question de manière générale (toutes raisons confondues), puis interroger dans un deuxième temps seulement sur la raison principale, les raisons financières étant une raison parmi d'autres dans la liste de raisons proposées par l'enquêteur à l'enquêté.
- Préciser d'emblée le type de soins dans la question versus poser d'abord la question de manière générale (tous types de soins confondus) puis interroger dans un deuxième temps seulement sur les types de soins concernés.

La combinaison de ces deux variantes aboutit in fine à quatre jeux de formulation, un par sous-échantillon (tableaux 5.1 et 5.2). Dans toutes ces formulations, la partition des soins retenue est la suivante : Soins dentaires (dentiste, couronne, bridge, dentier...); Achat de lunettes ou lentilles; Consultation chez un médecin généraliste ou spécialiste; Achat de médicaments; Kinésithérapie, massages; Autre

Tableau 5.1 – Les différentes formulations utilisées pour chacun des 4 sous-échantillons (1)

Jeu de formulation	Questions posées
Raison principale du renoncement précisée dans un second temps Types de soins précisés dans un second temps	<ul style="list-style-type: none"> • Au cours des 12 derniers mois, vous est-il déjà arrivé de renoncer, pour vous-même, à des soins ? • A quels soins avez-vous renoncé ? (6 postes de soins possibles) • Parmi les raisons suivantes, quelle est la principale pour laquelle vous avez renoncé à %S ? (déclinée au maximum 6 fois, pour chacun des 6 postes de soins précédents)
Raison financière du renoncement précisée d'emblée Types de soins précisés dans un second temps	<ul style="list-style-type: none"> • Au cours des 12 derniers mois, vous est-il déjà arrivé de renoncer, pour vous-même, à des soins pour des raisons financières ? • A quels soins avez-vous renoncé pour des raisons financières ? (6 postes de soins possibles)
Raisons financières du renoncement précisée d'emblée Types de soins précisés d'emblée	<ul style="list-style-type: none"> • Au cours des 12 derniers mois, vous est-il déjà arrivé de renoncer, pour vous-même, à %S pour des raisons financières ? (déclinée 6 fois, pour chacun des 6 postes de soins)
Raison principale du renoncement précisée dans un second temps Types de soins précisés d'emblée	<ul style="list-style-type: none"> • Au cours des 12 derniers mois, vous est-il déjà arrivé de renoncer, pour vous-même à %S ? (déclinée 6 fois, pour chacun des 6 postes de soins) • Parmi les raisons suivantes, quelle est la principale pour laquelle vous avez renoncé à %S ? (déclinée au maximum 6 fois, pour chacun des 6 postes de soins)

Tableau 5.2 – Les différentes formulations utilisées pour chacun des 4 sous-échantillons (2)

	Raison financière précisée d'emblée	Raison principale précisée dans un second temps
Types de soins précisés d'emblée	proche SPS 2012 (A)	proche SRCV 2014 et antérieur (B)
Types de soins précisés dans un second temps	proche SPS 2010 téléphone (C)	proche SPS 2010 auto-administré (D)

soin. Quand on interroge dans un deuxième temps seulement sur la raison principale du renoncement, le répondant doit l'indiquer dans la liste suivante (présentée par l'enquêteur) : Pour des raisons financières ; Parce que c'était trop compliqué ; A cause du délai d'attente ; Parce que je redoutais d'aller voir un médecin ou un dentiste ; Parce que je préférais attendre que les choses aillent mieux d'elles-mêmes ; Je n'avais pas le temps à cause de mes obligations professionnelles ou familiales ; Le médecin ou professionnel de santé était trop éloigné ; Pour une autre raison.

Les différentes formulations étudiées ici n'épuisent pas, loin de là, l'ensemble des variantes possibles de formulation des questions relatives au renoncement aux soins pour raisons financières. D'autres modifications de formulation sont envisageables. Par exemple, on peut imaginer remplacer l'expression « pour raisons financières », par une expression a priori plus simple « pour des problèmes d'argent » ou « par manque d'argent ». La période de référence fixée ici à « 12 mois » peut être rac-

courcie à « 3 mois » ou « 6 mois », voire ne pas être précisée. La question sur le renoncement peut être précédée d'un filtre ou n'être posée qu'aux personnes ayant répondu « Oui » à la question filtre. Le renoncement peut-être évoqué uniquement de manière indirecte à travers une question destinée à cerner si l'individu a eu ou non recours chaque fois qu'il en a eu besoin. Les nouvelles formulations adoptées par Eurostat pour l'enquête SILC et sa déclinaison française, l'enquête SRCV, privilégient d'ailleurs ces deux dernières options. La partie 5.8 mesure l'impact de ces modifications plus substantielles de la formulation des questions de renoncement aux soins, en analysant un split sample ad hoc dans l'édition 2014 du Baromètre d'opinion de la Drees.

5.3 Les quatre sous-échantillons sont comparables

Les tableaux 5.3 et 5.4 montrent que les quatre sous-échantillons obtenus via le split sample sont bien équilibrés vis-à-vis des différentes covariables disponibles dans la base (âge, sexe, PCS, niveau de vie, état de santé, localisation géographique...). Par exemple, dans les deux sous-échantillons pour lesquels la raison financière est précisée d'emblée (échantillons A et C, cf. tableau 5.2), 55,6 % des répondants sont en couple, contre 55,7 % dans les deux sous-échantillons pour lesquels ce n'est pas le cas (échantillons B et D). Les taux sont souvent proches quelles que soient les variables considérées, et le plus souvent non significativement différents au seuil de 5 %¹. Globalement, on ne peut pas rejeter l'égalité en moyenne de l'ensemble des variables du tableau A.1, aux seuils usuels de 5 % ou 10 %, ni quand on compare les deux sous-échantillons pour lesquels la raison financière est précisée d'emblée aux deux autres (p-value de 0,22), ni quand on compare les deux sous-échantillons pour lesquels le type de soins est décliné d'emblée aux deux autres (p-value de 0,39). Il est donc licite de comparer les taux bruts de renoncement entre les sous-échantillons pris deux à deux sans craindre d'effets de structure.

1. Les calculs de précision des estimateurs (tests de significativité et écarts-types) sont effectués en partant de l'approximation que les échantillons sont issus d'un sondage aléatoire simple. C'est une hypothèse raisonnable puisqu'il s'agit de comparer des sous-échantillons de l'échantillon total de l'enquête (considéré ici comme la population), et non d'en inférer des résultats sur l'ensemble de la population adulte métropolitaine. En effet, en toute rigueur, le plan de sondage est non probabiliste, puisqu'il s'agit d'un échantillon construit par la méthode des quotas, et ne permet pas d'inférer des résultats à l'ensemble de la population adulte métropolitaine, ni de calculer la précision des estimateurs, en raison du biais introduit par la méthode de sondage, manifestation du fait que les enquêteurs ne choisissent pas de manière aléatoire les personnes qu'ils vont interroger (Ardilly 2010).

Tableau 5.3 – Test d'équilibrage des 4 sous-échantillons (partie 1)

En %, sauf mention contraire	Précision "pour raisons financières" d'emblée					Déclinaison des soins d'emblée				
	Non		Oui		p-value	Non		Oui		p-value
Sexe										
Hommes	47,6	(1,1)	47,6	(1,1)	0,96	48,1	(1,1)	47,1	(1,1)	0,50
Femmes	52,4	(1,1)	52,4	(1,1)	0,96	51,9	(1,1)	52,9	(1,1)	0,50
Âge										
âge moyen (en années)	48,2	(0,4)	48,7	(0,4)	0,45	48,1	(0,4)	48,8	(0,4)	0,25
% de 16-29 ans	18,5	(0,9)	19,6	(0,9)	0,37	19,4	(0,9)	18,7	(0,9)	0,58
% de 30-39 ans	16,7	(0,8)	14,9	(0,8)	0,11	17,0	(0,8)	14,6	(0,8)	0,04
% de 40-49 ans	18,0	(0,9)	18,2	(0,9)	0,81	17,9	(0,9)	18,3	(0,9)	0,79
% de 50-59 ans	16,3	(0,8)	15,7	(0,8)	0,62	14,7	(0,8)	17,3	(0,8)	0,02
% de 60-69 ans	18,0	(0,8)	17,3	(0,9)	0,55	17,7	(0,9)	17,6	(0,8)	0,87
% de 70-79 ans	8,4	(0,6)	9,5	(0,6)	0,25	8,7	(0,6)	9,1	(0,6)	0,69
% de 80 ans ou plus	4,1	(0,5)	4,8	(0,5)	0,29	4,4	(0,5)	4,4	(0,5)	0,96
Taille d'agglomération										
Rural	24,6	(0,9)	22,6	(0,9)	0,15	24,1	(0,9)	23,1	(0,9)	0,47
Moins de 20 000 hab	16,5	(0,8)	17,3	(0,8)	0,52	16,1	(0,8)	17,7	(0,8)	0,18
20 000 à 99 999 hab	12,2	(0,7)	12,8	(0,7)	0,61	12,7	(0,7)	12,3	(0,7)	0,64
100 000 hab. et +	30,3	(1,0)	31,1	(1,0)	0,59	31,0	(1,0)	30,4	(1,0)	0,70
Agglo. parisienne	16,4	(0,8)	16,2	(0,8)	0,89	16,1	(0,8)	16,5	(0,8)	0,70
Profession du répondant										
Agriculteur	1,4	(0,2)	0,9	(0,2)	0,12	1,1	(0,2)	1,2	(0,2)	0,75
Artisan ou commerçant	4,0	(0,4)	4,4	(0,4)	0,53	3,6	(0,4)	4,8	(0,4)	0,05
Profession libérale ou cadre supérieur	9,5	(0,6)	8,6	(0,6)	0,33	9,3	(0,6)	8,8	(0,6)	0,59
Profession intermédiaire	13,5	(0,7)	12,1	(0,7)	0,19	12,6	(0,7)	12,9	(0,7)	0,78
Employé	16,5	(0,9)	19,4	(0,9)	0,02	18,1	(0,9)	17,7	(0,9)	0,69
Ouvrier	12,8	(0,7)	11,5	(0,7)	0,23	12,2	(0,7)	12,1	(0,7)	0,95
Chômeur	0,8	(0,2)	0,5	(0,2)	0,26	0,7	(0,2)	0,6	(0,2)	0,74
Retraité	28,4	(1,0)	30,1	(1,0)	0,22	29,8	(1,0)	28,7	(1,0)	0,48
Femme au foyer	4,4	(0,4)	4,0	(0,4)	0,45	3,4	(0,4)	5,0	(0,4)	0,01
Autre inactif	8,8	(0,6)	8,5	(0,6)	0,79	9,2	(0,6)	8,1	(0,6)	0,21
Composition du foyer										
En couple	55,7	(1,1)	55,6	(1,1)	0,95	56,1	(1,1)	55,2	(1,1)	0,55
Pas en couple	44,3	(1,1)	44,4	(1,1)	0,95	43,9	(1,1)	44,8	(1,1)	0,55
Nombre de personnes dans le foyer	2,5	(0,0)	2,4	(0,0)	0,39	2,4	(0,0)	2,5	(0,0)	0,74

Tableau 5.4 – Test d'équilibrage des 4 sous-échantillons (partie 2)

	Précision "pour raisons financières" d'emblée					Déclinaison des soins d'emblée				
	Non		Oui		p-value	Non		Oui		p-value
Santé										
Etat de santé très bon	28,3	(1,0)	26,5	(1,0)	0,20	28,5	(1,0)	26,3	(1,0)	0,13
Etat de santé bon	45,7	(1,1)	45,3	(1,1)	0,83	44,7	(1,1)	46,3	(1,1)	0,33
Etat de santé moyen	21,1	(0,9)	22,7	(0,9)	0,23	21,3	(0,9)	22,5	(0,9)	0,39
Etat de santé mauvais	3,9	(0,4)	4,3	(0,4)	0,52	4,5	(0,4)	3,7	(0,4)	0,18
Etat de santé très mauvais	1,0	(0,2)	1,2	(0,2)	0,60	0,9	(0,2)	1,2	(0,2)	0,31
Maladie chronique	31,7	(1,0)	33,5	(1,0)	0,21	32,7	(1,0)	32,4	(1,0)	0,86
Absence de maladie chronique	68,3	(1,0)	66,5	(1,0)	0,21	67,3	(1,0)	67,6	(1,0)	0,86
Limitation fonctionnelle	17,6	(0,9)	20,6	(0,9)	0,02	19,3	(0,9)	18,9	(0,9)	0,77
Absence de limitation fonctionnelle	82,4	(0,9)	79,4	(0,9)	0,02	80,7	(0,9)	81,1	(0,9)	0,77
Couvert complémentaire santé	93,5	(0,6)	93,1	(0,6)	0,55	92,5	(0,6)	94,1	(0,6)	0,04
Non couvert complémentaire santé	6,5	(0,6)	6,9	(0,6)	0,55	7,5	(0,6)	5,9	(0,6)	0,04
Revenu										
Revenu disponible moyen (en € par mois)	2408,3	(42,8)	2366,4	(43,0)	0,49	2388,9	(43,1)	2386,1	(42,7)	0,96
Niveau de vie moyen (en € par UC et par mois)	1523,0	(24,6)	1499,2	(24,7)	0,49	1512,2	(24,7)	1510,1	(24,5)	0,95
1er quintile	17,8	(1,0)	21,3	(1,0)	0,01	19,7	(1,0)	19,3	(1,0)	0,75
2e quintile	21,9	(1,0)	22,8	(1,0)	0,52	22,8	(1,0)	21,9	(1,0)	0,51
3e quintile	19,3	(0,9)	16,9	(0,9)	0,07	18,1	(0,9)	18,1	(0,9)	0,97
4e quintile	23,1	(1,0)	22,7	(1,0)	0,82	22,7	(1,0)	23,1	(1,0)	0,78
5e quintile	18,0	(0,9)	16,2	(0,9)	0,17	16,7	(0,9)	17,6	(0,9)	0,48
Diplôme										
Etudes supérieures	33,2	(1,0)	28,8	(1,0)	0,00	30,8	(1,0)	31,3	(1,0)	0,74
Baccalauréat	16,1	(0,8)	18,0	(0,8)	0,12	17,4	(0,8)	16,6	(0,8)	0,51
Brevet, CAP, BEP	34,4	(1,1)	35,1	(1,1)	0,64	34,4	(1,1)	35,1	(1,1)	0,67
Pas de diplôme	16,2	(0,8)	18,2	(0,8)	0,10	17,4	(0,8)	17,0	(0,8)	0,78
Logement										
Propriétaire	51,5	(1,1)	47,0	(1,1)	0,00	50,4	(1,1)	48,1	(1,1)	0,15
Locataire dans le parc privé	23,3	(1,0)	25,9	(1,0)	0,06	24,6	(1,0)	24,6	(1,0)	0,99
Locataire dans le parc social	21,3	(0,9)	23,2	(0,9)	0,16	21,4	(0,9)	23,1	(0,9)	0,21
Logé gratuitement	3,9	(0,4)	4,0	(0,4)	0,93	3,6	(0,4)	4,3	(0,4)	0,29
Divers										
Membre d'un syndicat	7,1	(0,6)	6,7	(0,6)	0,63	6,7	(0,6)	7,1	(0,6)	0,63
Non membre d'un syndicat	92,9	(0,6)	93,3	(0,6)	0,63	93,3	(0,6)	92,9	(0,6)	0,63
Membre d'une association	28,5	(1,0)	27,0	(1,0)	0,28	28,2	(1,0)	27,3	(1,0)	0,55
Non membre d'une association	71,5	(1,0)	73,0	(1,0)	0,28	71,8	(1,0)	72,7	(1,0)	0,55
Pratique religieuse régulière	9,6	(0,7)	9,9	(0,7)	0,82	10,0	(0,7)	9,5	(0,7)	0,57
Pratique religieuse occasionnelle	37,8	(1,1)	35,8	(1,1)	0,20	37,3	(1,1)	36,2	(1,1)	0,47
Absence de pratique religieuse	52,3	(1,1)	54,0	(1,1)	0,27	52,4	(1,1)	53,9	(1,1)	0,34
Test global de significativité										
Statistique du Chi-deux	45,39				40,94					
p-value	0,22				0,39					

5.4 Le taux de renoncement aux soins pour raisons financières est très sensible à la formulation de la question

La comparaison des quatre sous-échantillons de répondants (tableau 5.5) indique que c'est lorsque le questionnement est le plus précis (type de soins et raisons financières précisés d'emblée) que le taux global de renoncement aux soins pour raisons financières est le plus élevé (36 %), comme le suggère l'intuition. Inversement, c'est quand le questionnement est le plus général (types de soins et raison principale précisés dans un second temps), que le taux est le plus faible (21 %). En effet, avec une formulation générale, on s'expose à un biais de mémoire.

Tableau 5.5 – Taux de renoncement aux soins pour raison financière, en fonction de la formulation de la question (écart-type entre parenthèses)

	Raison financière précisée d'emblée	Raison principale précisée dans un second temps
Types de soins précisés d'emblée	36 % (1,4 %)	28 % (1,4 %)
Types de soins précisés dans un second temps	31 % (1,4 %)	21 % (1,4 %)

Ainsi, préciser ou non d'emblée pour raisons financières augmente le taux de renoncement de 8 ou 10 points de pourcentage (selon que la question est ou non déclinée par types de soins), tandis que décliner ou non le type de soins augmente le taux de renoncement de 5 à 7 points (selon que pour raisons financières est ou non précisé d'emblée).

Comment expliquer que la précision du motif financier dans la question augmente le taux de renoncement très significativement, de l'ordre de 10 points ?

D'abord, en précisant « pour raisons financières » d'emblée, on capte tous les renoncements qui s'appuient en totalité mais aussi seulement partiellement sur des motifs financiers. À l'inverse, en interrogeant sur la raison principale du renoncement dans un deuxième temps seulement, on gomme mécaniquement une partie du renoncement pour raisons financières, chaque fois que ce motif n'est pas considéré par le répondant comme le principal.

Ensuite, l'ajout de la précision « pour raisons financières » pourrait être de nature à éclairer l'enquête sur le sens du mot « renoncer », d'autant plus que ce mot relève d'un registre soutenu et n'est donc pas toujours directement intelligible pour les enquêtés². Or, certains enquêtés, confrontés à un intitulé de question qu'ils ne

2. De ce point de vue, les travaux anthropologiques (Després et. al 2011 et Després, 2013) ont montré que les personnes ne qualifiaient jamais spontanément le fait de n'avoir pas réalisé un soin qui leur semblait nécessaire de « renoncement à un soin ». Cela interroge sur l'opportunité

comprennent pas totalement (sans la précision « pour raisons financières »), pourraient répondre automatiquement « non », minimisant ainsi le taux de renoncement.

Enfin, sans la précision « pour raisons financières », la question fait clairement référence à la situation personnelle de l'enquêté. À l'inverse, avec la précision « pour raisons financières », la question a une connotation plus politique liée à la perception par l'enquêté du niveau suffisant ou insuffisant des remboursements de soins par l'assurance maladie. Un enquêté considérant que certains soins sont trop mal remboursés (par exemple l'optique ou le dentaire) pourrait ainsi se saisir de cette question pour exprimer son mécontentement, en répondant avoir renoncé, même s'il n'a pas en tête de soin ou d'achat précis qu'il n'aurait pas effectué au cours des douze derniers mois. Cette interprétation est renforcée par le constat que les taux de renoncement sont en général estimés comme plus forts dans les enquêtes d'opinion, qui ont une plus forte dimension politique, comme le baromètre d'opinion de la Drees, que dans des enquêtes sans dimension explicitement politique, sur les conditions de vie ou la santé, comme ESPS ou SRCV (voir partie 5.8 ci-dessous).

Une analyse économétrique confirme les résultats présentés ci-dessus et montre par ailleurs qu'il n'existe pas d'effet de potentialisation entre les deux variantes (effet croisé nul), ce qui autorise à les traiter de manière séparée dans la suite de l'analyse. En effet, dans le tableau 5.6³, le modèle (1) est le plus complet : il intègre une indicatrice pour chacun des effets de formulation et pour leur interaction. Dans celui-ci, les personnes qui ont répondu à une question déclinant d'emblée le type de soins sont plus nombreuses à déclarer renoncer à des soins pour raisons financières (+7,4 points), par rapport aux personnes ayant répondu à une question déclinant le type de soins dans un second temps. Le coefficient de l'interaction entre les deux effets de formulation (formulation C, -1,9 pt) n'est cependant pas significativement différent de 0 au seuil de 10 %. Dans les modèles (2) et (3), qui ne tiennent pas compte d'une interaction possible entre les deux effets de formulation étudiés, les personnes qui ont répondu à une question déclinant d'emblée le type de soins sont plus nombreuses à déclarer renoncer à des soins pour raisons financières (respectivement +6,4 et +6,5 points). Un test du khi-deux d'égalité des coefficients pour l'indicatrice « type de soins déclinés d'emblée » dans les modèles (1) et (3) indique qu'ils ne sont pas statistiquement différents à des seuils supérieurs à 10 % (statistique de 0,42, soit une p-value de 0,53).

Finalement les résultats de ce premier volet suggèrent une très grande sensibilité de la valeur du taux de renoncement aux soins pour raisons financières à la formulation de la question : en combinant deux variantes seulement, nous obtenons des écarts de taux de 15 points selon la formulation utilisée.

d'utiliser ce terme dans les questions qui nous intéressent : la partie 5.8 montre les conséquences d'utiliser un vocable alternatif sur le taux de renoncement aux soins dentaires.

3. Il s'agit d'un modèle à probabilité linéaire, c'est-à-dire d'une régression linéaire par les moindres carrés ordinaires de l'indicatrice de déclarer renoncer ou non sur les explicatives du tableau. Une régression logistique donne les mêmes résultats : effet croisé non significatif (colonne (1)), et effets marginaux très proches. Les pondérations de l'enquête sont intégrées dans la régression.

Tableau 5.6 – Régression de l'indicatrice de renoncement aux soins pour raisons financières sur les indicatrices d'effet de formulation (OLS)

	(1)	(2)	(3)	(4)
Types de soins déclinés d'emblée	7,4*** (2,0)	6,4*** (1,4)	6,5*** (1,4)	
Pour raisons financières précisé d'emblée	10,0*** (2,0)	9,0*** (1,4)		9,0*** (1,4)
Pour raisons financières et types de soins précisés d'emblée	-1,9 (2,8)			
Constante	20,9*** (1,4)	21,4*** (1,2)	25,9*** (1,0)	24,6*** (1,0)
Observations	4024	4024	4024	4024

5.5 Les déterminants sociaux du renoncement aux soins pour raisons financières sont identiques quelle que soit la formulation adoptée

L'analyse des déterminants sociaux du renoncement aux soins pour raisons financières peut permettre d'identifier les populations pour lesquelles les barrières financières d'accès aux soins sont les plus marquées et de déterminer le cas échéant des populations cibles de politiques publiques destinées à améliorer l'accès aux soins (mesures modifiant le reste à charge après assurance maladie obligatoire ou complémentaire, mesures destinées à améliorer l'accès la couverture complémentaire, etc.). L'identification de ces populations revêtant un enjeu important, cette section vise à étudier si les déterminants sociodémographiques du renoncement sont dépendants ou non de la formulation de la question. Si tel était le cas, une attention très particulière devrait alors être portée à la formulation avant de conclure que telle catégorie de population rencontre des difficultés d'accès aux soins particulièrement marquées.

La structure sociodémographique des personnes déclarant avoir renoncé à au moins un soin pour raisons financières au cours des 12 derniers mois est identique quelle que soit la formulation retenue (graphique 5.1)⁴. Par exemple, quelle que soit la formulation retenue, environ 20 % des personnes déclarant avoir renoncé n'ont pas de diplôme; environ 30 % appartiennent au 1er quintile de niveau de vie (les 20 % des ménages aux revenus en équivalent adulte les plus faibles), et 30 % au deuxième quintile.

Tout se passe comme si passer de la formulation A (taux de renoncement pour raison financière de 36 %, tableau 5.2) à la formulation D (taux de renoncement de 21 %) diminuait proportionnellement les taux de renoncement de l'ensemble des catégories considérées d'environ 42 % ($[36\% - 21\%]/36\%$). Ce résultat est particuliè-

4. Aucune des différences entre les échantillons reportée dans le graphique 5.1 n'est significative au seuil de 5 %.

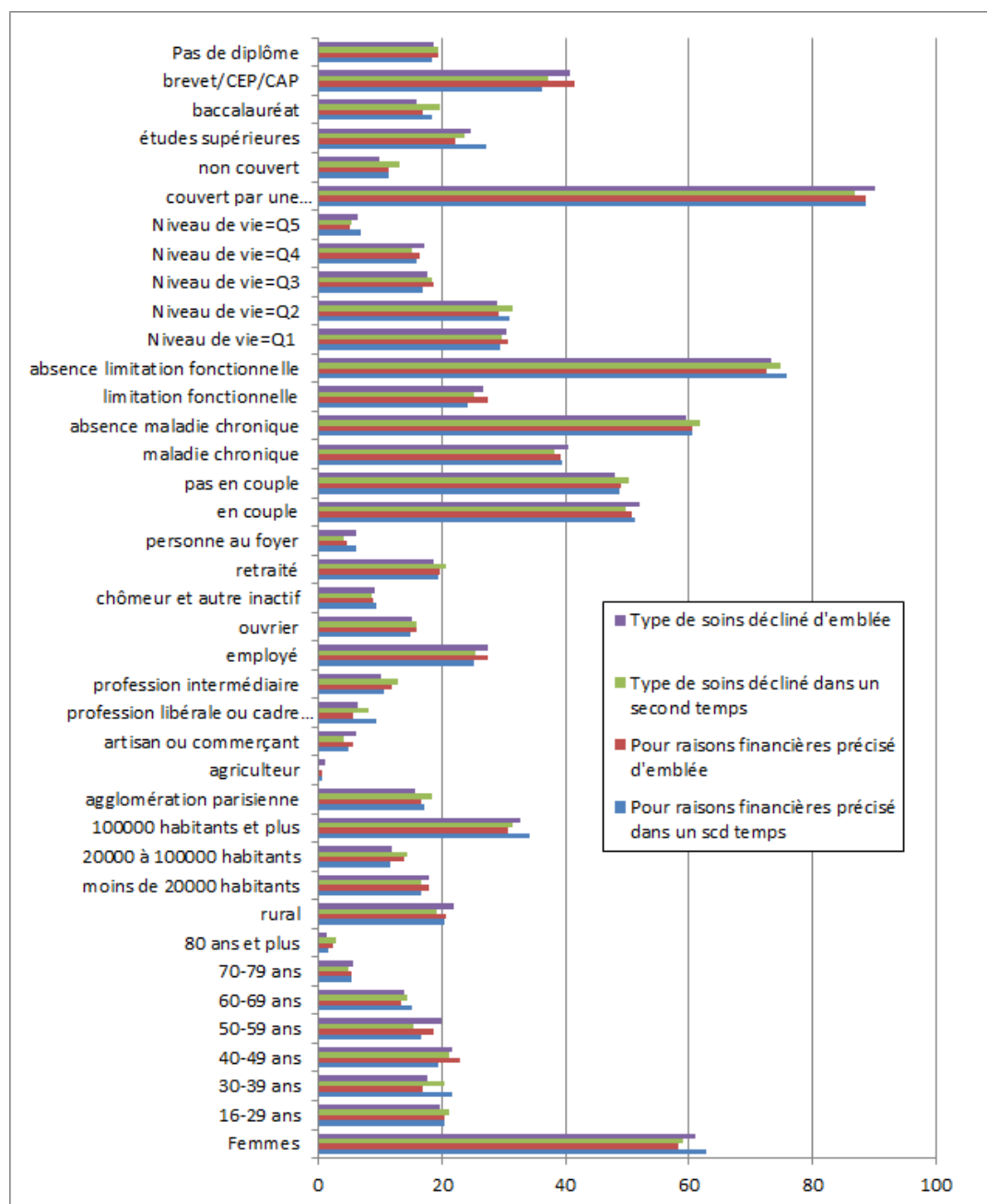
rement remarquable : l'effet de formulation, de 15 points entre les deux formulations extrêmes, est très élevé (par exemple quand on le compare aux travaux sur l'effet de formulation sur l'état de santé autodéclaré), mais ne déforme pas les caractéristiques des personnes déclarant renoncer.

Cette propriété est confirmée par le graphique 5.4 en annexe, lequel indique que la proportion d'individus déclarant avoir renoncé à un soin pour raisons financières au cours des 12 derniers mois dépend de la formulation retenue, dans des proportions comparables dans toutes les sous-populations considérées. Ainsi par exemple le taux de renoncement aux soins au sein du premier quintile de niveau de vie varie de 43 % (« pour raisons financières » précisé dans un second temps) à 55 % (type de soins décliné d'emblée).

Au total, quelle que soit la formulation retenue : les femmes renoncent plus que les hommes, les individus célibataires plus que ceux en couple, les ouvriers et les inactifs davantage que les cadres ou les professions intermédiaires, les non couverts davantage que les personnes couvertes par une couverture complémentaire santé, les non diplômés ou titulaire du brevet, d'un CAP ou d'un BEP davantage que les titulaires du baccalauréat ou d'un diplôme de l'enseignement supérieur.

Finalement, les déterminants sociaux du renoncement aux soins pour raisons financières sont identiques quelle que soit la formulation adoptée. Autrement dit, chacune des formulations testées dans cette étude est à même d'identifier les catégories les plus touchées par le phénomène de renoncement.

Graphique 5.1 – Caractéristiques sociodémographiques des personnes déclarant avoir renoncé à au moins un soin pour raisons financières au cours des 12 derniers mois, selon le type de formulation adoptée



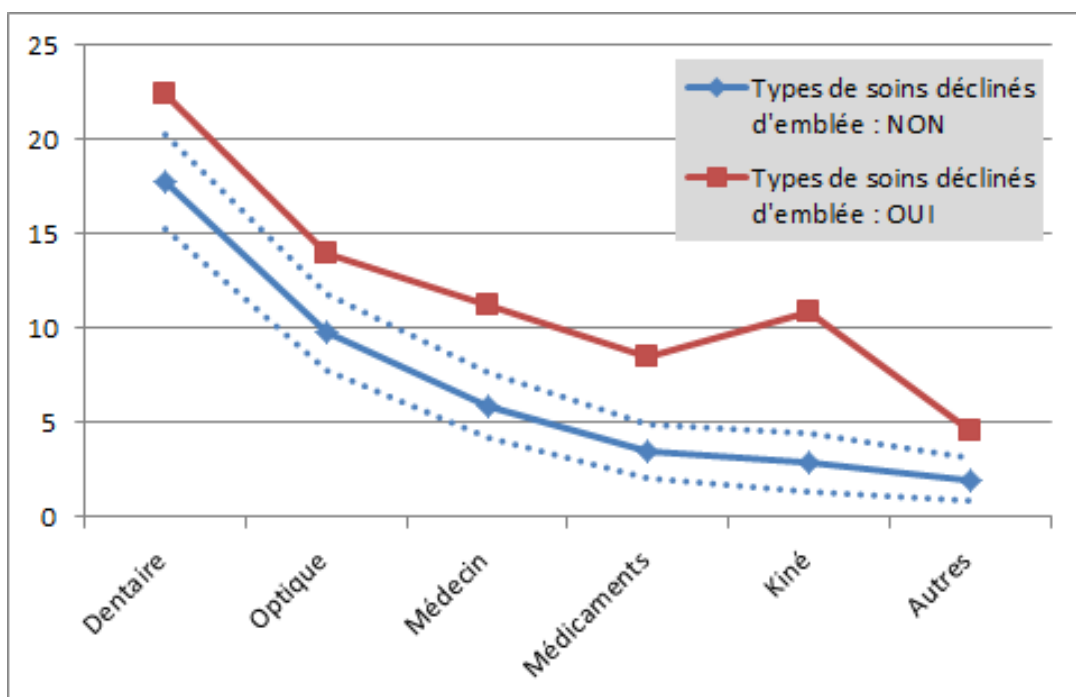
Lecture : Environ 19 % des personnes ayant renoncé à un soin pour raison financière sont sans diplôme, quelle que soit la formulation adoptée.

Source : Baromètre d'opinion Drees 2013.

5.6 Le classement des soins faisant le plus l'objet de renoncement est identique quelle que soit la formulation adoptée

Les questions sur le renoncement étant également mobilisées pour identifier les soins pour lesquels les barrières financières d'accès sont les plus marquées, il importe également d'étudier si le classement des soins faisant le plus l'objet de renoncement est sensible ou non à la formulation de la question. Le classement des cinq types de soins proposés aux répondants en termes de taux de renoncement pour raisons financières ne diffère pas fortement selon la formulation proposée. En particulier, les soins dentaires et optiques font de loin l'objet des taux de renoncement les plus élevés, quelle que soit la formulation retenue (graphiques 5.2 et 5.3). Ce résultat est à rapprocher des différences de niveau de prise en charge de la Sécurité sociale selon les types de soins.

Graphique 5.2 – Taux de renoncement aux soins pour raisons financières selon que le type de soins est décliné d'emblée ou non

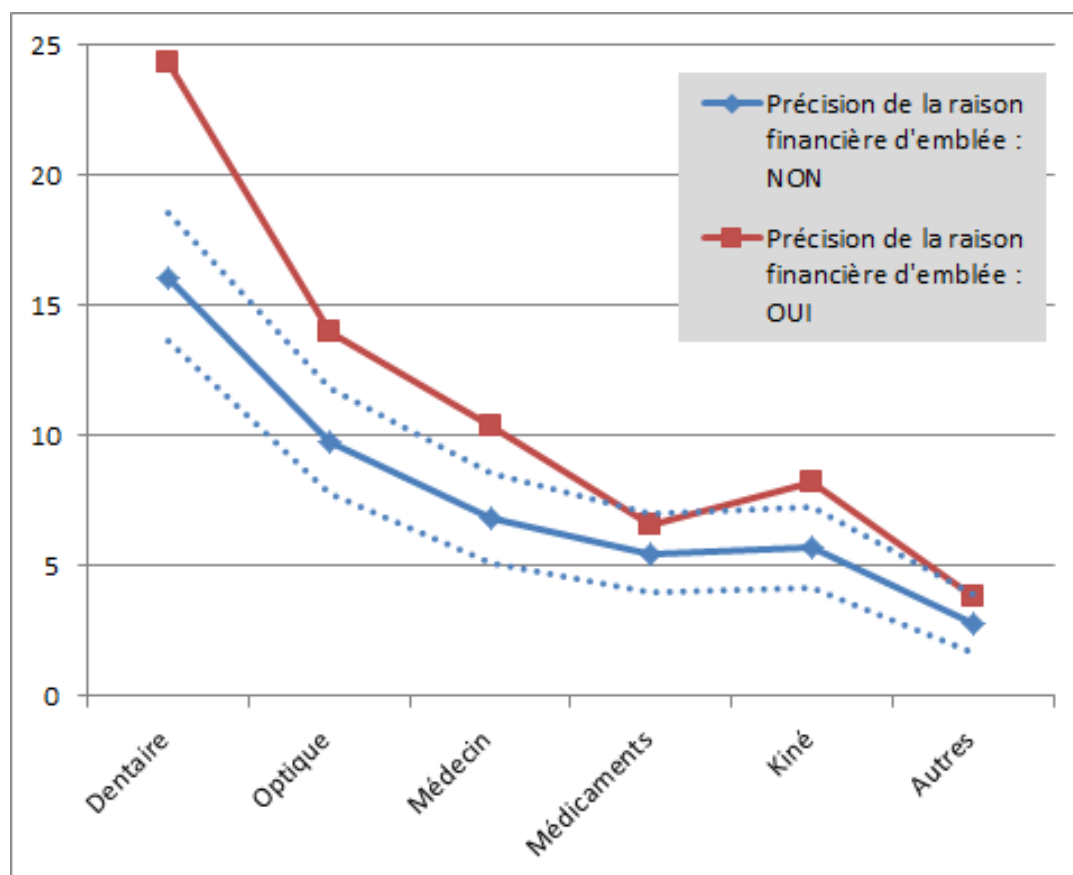


Note : les courbes en pointilles correspondent à l'intervalle de confiance à 95 % de la différence entre les deux taux : le fait que la courbe du haut (types de soins déclinés d'emblée : oui) ne coupe pas le haut de l'intervalle de confiance signifie que les écarts entre les deux formulations sont systématiquement significatifs au seuil de 5 %.

Source : Baromètre d'opinion Drees 2013.

Le cas des soins de masseur-kinésithérapeute fait cependant exception. Lorsque les types de soins sont déclinés d'emblée, et qu'une question porte ainsi spécifique-

Graphique 5.3 – Taux de renoncement aux soins pour raisons financières selon que la raison financière est précisée d'emblée ou non



Note : les courbes en pointilles correspondent à l'intervalle de confiance à 95 % de la différence entre les deux taux : le fait que la courbe du haut (types de soins déclinés d'emblée : oui) ne coupe pas le haut de l'intervalle de confiance signifie que les écarts entre les deux formulations sont significatifs au seuil de 5 %, sauf l'achat de médicaments.

Source : Baromètre d'opinion Drees 2013.

ment sur le renoncement à ce type de soins, le taux de renoncement pour raisons financières apparaît relativement élevé, autour de 10 % (graphique 5.2). En revanche, lorsque la question sur le renoncement est d'abord générale, puis que l'on demande dans un second temps quels types de soins sont concernés, le taux de renoncement pour raisons financières apparaît relativement faible, autour de 3 % (taux statistiquement différent du taux de 10 % au seuil de 5 %). Cela pourrait être lié au fait que les répondants n'identifient pas spontanément les soins de masseur-kinésithérapeute à des soins médicaux.

5.7 Quel modèle économétrique mobiliser pour s'assurer de l'invariance des résultats, quelle que soit la formulation retenue dans l'enquête ?

La partie 5.5 indique que la structure sociodémographique des personnes déclarant avoir renoncé à au moins un soin pour raisons financières au cours des 12 derniers mois est identique quelle que soit la formulation retenue.

Plus précisément, la proportion de personnes ayant une caractéristique définie (par exemple le baccalauréat, ou une limitation fonctionnelle) parmi les renonçants est indépendante de la formulation retenue. Formellement, $P(X/R = 1, F = 0) = P(X/R = 1, F = 1)$, avec $P(X/R = 1, F)$ la probabilité d'avoir les caractéristiques X , sachant que la personne a déclaré avoir renoncé à un soin et a répondu à la formulation F (avec, pour simplifier, deux valeurs possibles, 0 et 1, par exemple avec ou sans précision de la raison financière d'emblée). Cette propriété s'observe sur le graphique 5.1.

Cette propriété induit également que passer de la formulation $F=0$ à la formulation $F=1$ conduit à multiplier par une proportion fixée le taux de renoncement de tous les enquêtés, quelles que soient leurs caractéristiques X , ce qu'on observe dans le graphique 5.4 en annexe, et qu'on montre formellement ci-dessous. En effet, dans le graphique 5.4, on s'intéresse à la probabilité de renoncer des personnes ayant la caractéristique X , à formulation F donnée, soit $P(R = 1/X, F)$. Or, par le théorème de Bayes, $P(R = 1/X, F) = P(X/R = 1, F) \cdot [P(R = 1, F)/P(X, F)]$. De plus, en raison de la propriété rappelée ci-dessus [$P(X/R = 1, F = 0) = P(X/R = 1, F = 1)$] et de l'équilibrage des échantillons [$P(X/F = 0) = P(X/F = 1)$], on a : $P(R = 1/X, F = 0) = P(X/R = 1, F = 1) \cdot [P(R = 1, F = 0)/P(X, F = 1)]$. On en déduit que, pour tout vecteur de caractéristiques X : $\frac{P(R=1/X, F=0)}{P(R=1/X, F=1)} = \frac{P(R=1/F=0)}{P(R=1/F=1)}$, que nous appellerons propriété d'invariance (A).

Notons que cette propriété n'est pas symétrique : elle s'applique au taux de renoncement, mais ne s'applique pas au « taux de non-renoncement » (i.e. la part des répondants déclarant qu'ils n'ont pas renoncé à un soin pour raisons financières). Formellement, $P(X/R = 0, F = 0) \neq P(X/R = 0, F = 1)$ et $\frac{P(R=1/X, F=0)}{P(R=1/X, F=1)} \neq \frac{P(R=1/F=0)}{P(R=1/F=1)}$. Cela signifie qu'on ne peut pas modéliser de la même manière le renoncement et le non-renoncement, alors que les chercheurs sont habitués à modéliser les variables binaires de manière symétrique, par exemple via des modèles logit qui imposent cette symétrie. Cela implique également qu'il semble plus aisé de modéliser le renoncement que le non-renoncement, car le premier respecte la propriété d'invariance (A) établie ci-dessus.

Mais comment modéliser ce taux de renoncement pour obtenir des résultats qui ne varient pas en fonction de la formulation utilisée, compte tenu de la propriété d'invariance (A) ? Nous nous intéressons ci-dessous au cas où le renoncement aux

soins est modélisé comme variable dépendante d'une régression, c'est-à-dire aux situations dans lesquelles le chercheur souhaite comprendre ses déterminants. Il s'agit du mode d'utilisation quasi exclusif de cette variable dans la littérature, puisque, à notre connaissance, la variable de renoncement n'est généralement pas utilisée comme variable expliquée.

De manière générale, modéliser un taux (ici le taux de renoncement) consiste à déterminer une forme fonctionnelle f pour la probabilité d'observer un événement (ici de renoncer) en fonction des variables explicatives (ici la formulation F et des caractéristiques X) : $P(R = 1/X, F) = f(X, F, \gamma)$, avec γ un vecteur de coefficients. On estime ensuite le modèle par maximum de vraisemblance, où la variable R suit une loi de Bernoulli de paramètre $P(R = 1/X, F)$. On restreint habituellement la fonction f de la manière suivante : $P(R = 1/X, F) = f(X, F, \gamma) = g(\alpha \cdot F + X'\beta + \lambda)$, avec α déterminant l'impact de la formulation, et le vecteur de coefficients β représentant l'impact des caractéristiques X .

Les modèles habituellement utilisés dans la littérature définissent $g(\cdot)$ à partir de fonctions de répartition de lois statistiques usuelles, ce qui permet de s'assurer que la probabilité de renoncer est comprise entre 0 et 1, quelles que soient la formulation proposée et les caractéristiques du répondant. Notamment, le modèle probit correspond au choix de la fonction de répartition d'une loi normale standard pour $g(\cdot)$; le modèle logit à celui de la fonction de répartition d'une loi logistique; le modèle complémentaire log-log à celui de la fonction de répartition d'une loi à valeurs extrêmes.

Il est aussi possible d'utiliser d'autres fonctions pour $g(\cdot)$. Par exemple, la fonction identité, qui donne le modèle à probabilités linéaires. Une autre possibilité est d'utiliser la fonction exponentielle, qui permet d'obtenir un modèle que je qualifie ici de binaire multiplicatif, et est également parfois dénommé modèle log-binomial dans la littérature⁵. Ce dernier type de modèle n'est pas souvent utilisé dans les travaux empiriques en économie, mais il est mobilisé régulièrement en bio-statistique ou en épidémiologie (par ex. Wacholder 1986 ou Cummings 2009).

Avec ces deux modélisations (probabilités linéaires et binaire multiplicatif), on n'impose pas que la probabilité de renoncer soit comprise entre 0 et 1, ce qui peut poser problème si les taux de renoncement pour certaines catégories sont faibles ou élevés, et peut entraîner des taux de renoncement prédits inférieurs à 0 (pour le modèle à probabilités linéaires) ou supérieurs à 1 (pour les deux modèles). Dans ce cas, les résultats portant sur la moyenne des effets marginaux des différentes catégories peuvent être biaisés et non convergents, et un ajustement a été proposé pour atteindre la convergence (Horace et Oaxaca 2003).

5. Dans la classe des modèles linéaires généralisés, en anglais *Linear Generalized Model* (GLM), il s'agit d'un modèle avec une fonction de lien logarithmique et une distribution Bernoulli. C'est sous cette forme qu'il y est le plus souvent fait référence, et qu'il est implémenté dans les principaux logiciels statistiques, qui proposent généralement une librairie d'estimation des modèles GLM. Par exemple, avec Stata, un tel modèle peut être estimé à l'aide de la commande `binreg` et l'option `rr`, ou de la commande équivalente `glm` avec les options `family(binomial)` et `link(log)`.

Nous venons donc de mentionner cinq modèles : probit, logit, complémentaire log-log, à probabilités linéaires, et binaire multiplicatif. Une manière de trancher entre ces différents modèles consiste à les estimer sur nos données : si les résultats variaient significativement selon la formulation mobilisée pour l'un ou plusieurs de ces modèles (coefficients significativement différents), on pourrait rejeter leur utilisation. Cet exercice (dont les résultats ne sont pas présentés) ne permet de rejeter aucun des modèles ; cela s'explique cependant par la relativement faible puissance de notre dispositif d'évaluation, avec 1000 observations seulement par formulation.

Une autre manière de trancher entre ces modèles, que nous retenons ici, consiste à déterminer si leurs propriétés théoriques sont compatibles ou non avec la propriété d'invariance (A), et, en cas d'incompatibilité, de déterminer, dans le cadre de simulations simplifiées, si cette incompatibilité est problématique en pratique, ou si le modèle fournit tout de même de bons résultats (au sens où ils varient peu selon la formulation utilisée).

Parmi ces modèles, seul le modèle binaire multiplicatif respecte la propriété d'invariance (A), réexprimée en fonction de $g(\cdot)$: $\frac{g(X_1'\beta + \lambda)}{g(\alpha \cdot F + X_1'\beta + \lambda)} = \frac{g(X_2'\beta + \lambda)}{g(\alpha \cdot F + X_2'\beta + \lambda)}$, $\forall (X_1, X_2)$. En effet, dans le cas du modèle binaire multiplicatif, la fonction g est la fonction exponentielle, et on obtient bien après simplification l'égalité ci-dessus. Les autres modèles ne satisfont pas cette propriété.

Pour autant, d'autres processus de générations des données que celui sous-jacent au modèle binaire multiplicatif sont compatibles avec la propriété d'invariance (A). On peut notamment avoir $P(R = 1/X, F) = f(X, F, \gamma) = \exp(\alpha \cdot F) \cdot h(X'\beta + \lambda)$, processus de génération des données dont l'un des sous-cas est le processus sous-jacent au modèle binaire multiplicatif, avec $h(X'\beta + \lambda) = \exp(X'\beta + \lambda)$ donc $P(R = 1/X, F) = \exp(\alpha \cdot F + X'\beta + \lambda)$. Dans le cas où $h(\cdot)$ n'est pas la fonction exponentielle, tous les modèles considérés, y compris le modèle binaire multiplicatif, sont mal spécifiés. Pour comprendre les conséquences concrètes de cette mauvaise spécification, nous réalisons une simulation numérique dans laquelle le processus de génération des données correspond à un tirage dans une distribution de Bernoulli de paramètre p , avec $p = P(R = 1/X, F) = \exp(\alpha \cdot F) \cdot \frac{\exp(X'\beta + \lambda)}{1 + \exp(X'\beta + \lambda)}$, c'est-à-dire une simulation dans laquelle le modèle sous-jacent quand $F = 0$ est un modèle logistique.

Les résultats de la simulation (non présentés) indiquent que les quatre premiers modèles, y compris le logit, fournissent des résultats très différents selon la formulation utilisée ($F = 0$ ou $F = 1$), dès lors que l'impact de la formulation (α) est important, ce qui est le cas pour le renoncement aux soins. En revanche, malgré la mauvaise spécification du modèle binaire multiplicatif, celui-ci donne des résultats invariants avec la formulation utilisée.

Les résultats de la simulation indiquent également que le modèle logistique fournit des résultats proches avec les formulations $F = 0$ et $F = 1$, dès lors que les taux de renoncement étudiés sont faibles, c'est-à-dire inférieurs à 10 % (i.e. quand les odds-ratio sont proches des risques relatifs). Dans ce cas, les résultats du modèle logit exprimés sous forme de odds-ratio sont proches de ceux du modèle binaire

multiplicatif exprimés sous forme de risque relatif. Cela signifie notamment qu'utiliser un modèle logistique est moins problématique quand les taux de renoncement étudiés sont faibles : cela s'applique notamment aux taux de renoncement par type de soins, qui sont souvent faibles (à l'exception des soins dentaires et optiques).

5.8 L'effet du changement de formulation intervenant dans l'enquête SRCV de 2015

L'enquête statistique sur les ressources et conditions de vie (Dispositif SRCV) est la partie française du système communautaire EU-SILC (European union-Statistics on income and living conditions). Ce dispositif est une enquête en face à face portant sur les revenus (de l'année civile précédant la collecte), la situation financière et les conditions de vie des ménages. Elle sert de référence pour les comparaisons de taux de pauvreté et de distributions des revenus entre États membres de l'Union Européenne et pour les actions communautaires de lutte contre l'exclusion. Les données sont collectées annuellement au moyen d'une enquête en panel.

Chaque année l'enquête comporte un mini module santé dans lequel figure des questions sur le renoncement aux soins médicaux d'une part et aux soins dentaires d'autre part. Eurostat a choisi d'adopter à compter de 2015 de nouvelles formulations pour ces questions. Désormais la question sur le renoncement est précédée d'un filtre du type « Au cours des 12 derniers mois, avez-vous eu besoin de voir un médecin pour des examens ou des soins médicaux ? » (respectivement « un dentiste pour des soins dentaires »). Dans cette configuration, la question sur le renoncement est posée uniquement aux personnes ayant répondu « Oui » à la question filtre. Le cas échéant, le renoncement n'est ensuite évoqué que de manière indirecte au travers d'une question cherchant à voir si l'individu a eu ou non recours chaque fois qu'il en a eu besoin. De son côté, la précédente formulation faisait explicitement intervenir le verbe renoncer (annexe 5.B).

Pour apprécier l'effet du changement de formulation à attendre du changement intervenu en 2015 sur le taux de renoncement, l'édition 2014 du Baromètre d'opinion de la Drees a été mise à profit pour tester 4 jeux de formulation à l'aide d'une technique de split sample rigoureusement identique à celle présentée ci-avant. Compte tenu de l'importance du renoncement aux soins dentaires pour raisons financières en France, les variantes testées concernent uniquement ce type de soins. Les formulations exactes sont présentées dans le tableau 5.7.

Quel que soit le jeu de formulation, en cas de renoncement, une question sur la raison principale est posée ensuite : « Parmi les raisons suivantes, quelle est la principale pour laquelle vous y avez renoncé ? ». Les réponses possibles étant : « 1. Je n'en avais pas les moyens. 2. Le délai pour un rendez-vous était trop long, il y avait une file d'attente trop importante. 3. Je n'avais pas le temps en raison de mes obligations professionnelles ou familiales. 4. Le dentiste était trop éloigné,

Tableau 5.7 – Les différentes formulations utilisées pour chacun des 4 sous-échantillons

Jeu de formulation	Questions posées
Question filtre sur l'existence d'un besoin	Au cours des 12 derniers mois, avez-vous eu besoin de voir un dentiste pour des soins dentaires ? (1)
Dans un second temps, question indirecte sur le renoncement pour cerner si l'individu a eu ou non recours chaque fois qu'il en a eu besoin	Au cours des 12 derniers mois, avez-vous vu un dentiste pour des soins dentaires chaque fois que vous en avez eu besoin ? (2)
Question filtre sur l'existence d'un besoin	Au cours des 12 derniers mois, avez-vous eu besoin de voir un dentiste pour des soins dentaires ?
Dans un second temps, question directe sur le renoncement faisant explicitement intervenir le verbe <i>renoncer</i>	Au cours des 12 derniers mois, avez-vous renoncé à voir un dentiste pour des soins dentaires dont vous aviez besoin ? (3)
Pas de question filtre sur l'existence d'un besoin	
Question indirecte sur le renoncement posée d'emblée, pour cerner si l'individu a eu ou non recours chaque fois qu'il en a eu besoin	Au cours des 12 derniers mois, avez-vous vu un dentiste pour des soins dentaires chaque fois que vous en avez eu besoin ?
Pas de question filtre sur l'existence d'un besoin	
Question directe sur le renoncement faisant explicitement intervenir le verbe <i>renoncer</i> posée d'emblée	Au cours des 12 derniers mois, avez-vous renoncé à voir un dentiste pour des soins dentaires dont vous aviez besoin ?

(1) : les 3 modalités de réponses proposées étant : 1. OUI, au moins une fois j'en ai eu besoin. 2. NON, je n'en ai pas eu besoin. 3. Ne sait pas.

(2) : les 3 modalités de réponses proposées étant : 1. OUI, j'ai vu un dentiste pour des soins dentaires chaque fois que j'en ai eu besoin. 2. NON, j'ai renoncé à voir un dentiste pour des soins dentaires au moins une fois. 3. Ne sait pas.

(3) : les 3 modalités de réponses proposées étant : 1. Oui, au moins en une occasion j'en avais besoin et j'y ai renoncé. 2. Non, il ne m'est jamais arrivé que j'y renonce alors que j'en avais besoin. 3. Ne sait pas.

j'avais des difficultés de transport pour m'y rendre. 5. J'ai redouté d'aller voir un dentiste, de faire des soins. 6. J'ai préféré attendre de voir si les choses iraient mieux d'elles-mêmes. 7. Je ne connaissais pas de bon dentiste. 8. Pour d'autres raisons. 9. Ne sait pas. ».

Les résultats font apparaître des écarts de plus de 8 points sur le taux de renoncement aux soins dentaires pour raisons financières en population générale ainsi mesuré, selon que la question est précédée d'une question filtre et que le renoncement est évoqué indirectement (3,3 %) ou qu'à l'inverse, la question n'est pas précédée de question filtre et que le verbe « renoncer » est explicitement mentionné (11,8 %) ⁶.

6. Notons que l'édition 2013 de l'enquête SRCV indique un taux de renoncement aux soins dentaires pour raisons financières de 5,2 %. L'écart avec le taux de 11,8 % calculé à partir de cette formulation du baromètre d'opinion Drees 2014 peut tenir à plusieurs raisons. D'abord la formulation n'est pas rigoureusement identique entre les deux enquêtes (« je n'en avais pas les moyens, c'était trop cher » dans SRCV contre « je n'en avais pas les moyens » dans le baromètre d'opinion Drees 2014). Ensuite, les échantillons de répondants ne sont pas nécessairement semblables entre les deux sources. Enfin le baromètre d'opinion Drees a une tonalité politique. Les enquêtés peuvent davantage profiter des questions pour exprimer leur mécontentement le cas échéant. De la même manière, la formulation B de l'édition 2013 du baromètre d'opinion Drees, pourtant très proche, indique un taux de renoncement aux soins dentaires pour raisons financières de 19 %. Des différences de formulations (« Au cours des 12 derniers mois, avez-vous renoncé à voir un dentiste

Tableau 5.8 – Taux de renoncement aux soins dentaires pour raison financière, en fonction de la formulation de la question (écart-type entre parenthèses)

	Question indirecte sur le renoncement	Question directe sur le renoncement
Question filtre sur le besoin	3,3 % (0,9 %) SRCV à partir de 2015	6,1 % (0,9 %)
Pas de question filtre sur le besoin	7,5 % (0,9 %)	11,8 % ² (0,9 %) Proche SRCV jusqu'en 2014

Ces résultats confirment l'extrême sensibilité de la mesure du taux de renoncement à la formulation utilisée⁷.

5.9 Conclusion et préconisations

Le taux de renoncement aux soins pour raisons financières est un indicateur de plus en plus utilisé pour identifier des problèmes d'accès aux soins des populations, en complément d'autres indicateurs plus objectifs. Or cet indicateur est construit à partir des réponses d'enquêtés à des questions subjectives, qui dépendent par nature des représentations individuelles sur la définition d'un soin ou la notion de renoncement, et sont donc sensibles à la formulation exacte de la question. Les réponses des enquêtés sont de surcroît sujettes à des effets de mémoire dans la mesure où la quantification du renoncement porte sur une période précise, en général les douze derniers mois. En conséquence, afin d'utiliser de manière appropriée les variables sur le renoncement aux soins pour raisons financières, il convient de bien comprendre l'effet de la formulation sur les réponses des enquêtés.

Notre étude permet de quantifier très précisément l'effet de formulation sur le taux de renoncement aux soins, en mobilisant deux jeux de quatre formulations inspirés de celles présentes dans les enquêtes sur le sujet, en particulier les enquêtes SRCV et SPS.

Nous montrons que le niveau du taux de renoncement pour raisons financières est très sensible à la formulation adoptée, avec des écarts de 15 points entre les deux formulations extrêmes avec le premier jeu testé (21 % contre 36 %). La sensibilité est même proportionnellement plus forte avec le second jeu testé, sur le renoncement

pour des soins dentaires dont vous aviez besoin ? » dans l'édition 2014 contre « Au cours des 12 derniers mois, vous est-il déjà arrivé de renoncer, pour vous-même à des soins dentaires (dentiste, couronne, bridge, dentier...) ? » dans l'édition 2013) pourraient là aussi expliquer l'écart.

7. Les effectifs d'enquêtés et la proportion de ceux ayant renoncé à des soins dentaires pour raison financière (3 % dans le cas le plus extrême) sont en revanche trop faibles pour que nous puissions déterminer si les profils sociodémographiques des personnes déclarant renoncer à des soins dentaires diffèrent selon les formulations. Des différences même importantes entre les échantillons ayant été soumis à deux formulations pourraient notamment apparaître comme non significatives, en raison d'un manque de puissance statistique de notre dispositif d'observation.

aux soins dentaires pour raisons financières (de 3 % à 12 %).

Cette grande sensibilité signifie probablement que le taux de renoncement est également sensible à d'autres aspects du mode de collecte : mode d'interrogation (face-à-face, auto-administré, téléphone), thématique et place dans le questionnaire. Ainsi, cette sensibilité explique sans doute la majeure partie des grandes différences de taux de renoncement selon les différentes enquêtes (de 15 % à 55 %, selon les enquêtes), dans des proportions sans doute bien plus importantes que les modalités de construction de l'échantillon (sondage probabiliste versus sondage par quotas).

A l'aune de ces premiers résultats, il semblerait légitime de rejeter l'utilisation d'un indicateur, le taux de renoncement pour raisons financières, dont la sensibilité au mode de collecte est si forte. Cependant, notre étude montre que le classement des types de soins faisant l'objet du plus de renoncement est beaucoup moins sensible à l'effet de formulation, et que les caractéristiques des personnes renonçant à des soins pour raisons financières sont très peu sensibles à l'effet de formulation. De plus, la comparaison des taux de renoncement selon les caractéristiques des personnes permettent de mettre à jour des phénomènes intéressants, par exemple sur le taux plus élevé des personnes non couvertes et le rôle protecteur de la CMU-c. Au total, les résultats présentés dans cette étude nous conduisent aux préconisations suivantes en matière d'utilisation du taux de renoncement aux soins pour raisons financières dans les publications statistiques :

1. Le taux de renoncement global ne doit pas être interprété en niveau ;
2. Les comparaisons de taux de renoncement entre années doivent être réalisées strictement avec les mêmes conditions de collecte⁸ ;

8. De ce point de vue, la formulation de la question de renoncement aux soins pour raisons financières a été modifiée entre les enquêtes SPS 2010 et 2012 (cf. tableau 5.2). Cela a occasionné une rupture de séries importante : ainsi, en 2012, avec la nouvelle formulation, 26 % des répondants déclarent avoir renoncé pour raisons financières à au moins un soin au cours des 12 derniers mois, contre 15 % en 2010 avec l'ancienne formulation. Se pose alors la question de distinguer, dans cette évolution des taux entre 2010 et 2012, ce qui relève de la modification de la formulation de ce qui relève de l'évolution réelle du renoncement, à formulation inchangée.

Une première approche consiste à analyser les évolutions intervenues dans l'enquête annuelle SRCV, dans laquelle deux questions portent sur le renoncement aux soins dentaires et médicaux pour raisons financières. La formulation de l'enquête SRCV diffère largement de celle d'ESPS (cf. tableau 5.2), mais elle n'a pas évolué entre 2010 et 2012. Les taux de renoncement aux soins dentaires et médicaux mesurés dans SRCV sont constants de 2010 à 2012, ce qui laisse penser que la majeure partie de l'évolution mesurée entre 2010 et 2012 provient de la modification de la formulation.

Une seconde approche pourrait consister à utiliser nos résultats, qui mesurent précisément l'impact d'un changement de formulation proche de celui intervenu dans ESPS entre 2010 et 2012, pour tenter de corriger la série. Cependant, le changement étudié ici n'est pas identique, dans la mesure où les formulations des questions posées dans le Baromètre d'opinion Drees et dans ESPS diffèrent significativement (cf. annexe 5.B) : cela limite nécessairement la portée d'un tel exercice, tant on a vu que les taux de renoncement étaient sensibles à des différences, même minimes, de conditions de collecte. Dans notre analyse, le changement proche de celui intervenu dans ESPS - le fait de préciser d'emblée les types de soins, augmente le taux de renoncement de 5 à 7 points, ce qui ne représente qu'une partie de l'écart de 11 points mesuré dans ESPS entre 2010 et 2012, et

3. Il peut être intéressant de continuer à suivre l'indicateur de renoncement aux soins en comparaison entre différentes catégories, de soins ou socio-démographiques, en complément d'autres indicateurs plus objectifs.

Par ailleurs, les résultats présentés dans ce chapitre indiquent que le risque relatif d'avoir renoncé aux soins pour raisons financières (par exemple entre les femmes et les hommes) est stable d'une formulation à l'autre, mais, qu'à contrario, la différence entre les taux de renoncement entre deux catégories de personnes n'est pas stable, et est affectée par les modifications de formulation. Or, en matière politique, le risque relatif n'a que peu d'intérêt : c'est le nombre de personnes ayant renoncé à des soins (éventuellement par catégories) qui compte, par exemple pour s'assurer que les dispositifs favorisant l'accès aux soins des plus démunis, comme la CMUc, sont efficaces. La sensibilité très forte du taux de renoncement aux conditions de collecte en limite donc significativement la portée politique, et l'utilisation qui peut en être faite pour porter un diagnostic sur les difficultés d'accès aux soins d'une population.

Enfin, la très grande sensibilité aux conditions de collecte des variables de renoncement aux soins restreint également leur utilisation dans les travaux de recherche empirique, si l'on souhaite que les résultats issus de ces travaux soient invariants, quelle que soit la formulation utilisée.

Le plus souvent, les travaux existants mobilisent le renoncement aux soins pour raisons financières comme variable expliquée dans des régressions, soit par les moindres carrés ordinaires (modèles à probabilité linéaire), soit logistiques. Les coefficients associés aux variables explicatives dans les modèles à probabilité linéaire correspondent à la différence entre deux catégories (pour les variables qualitatives), qui n'est malheureusement pas invariante selon les formulations : il convient donc d'éviter d'utiliser des modèles à probabilité linéaire.

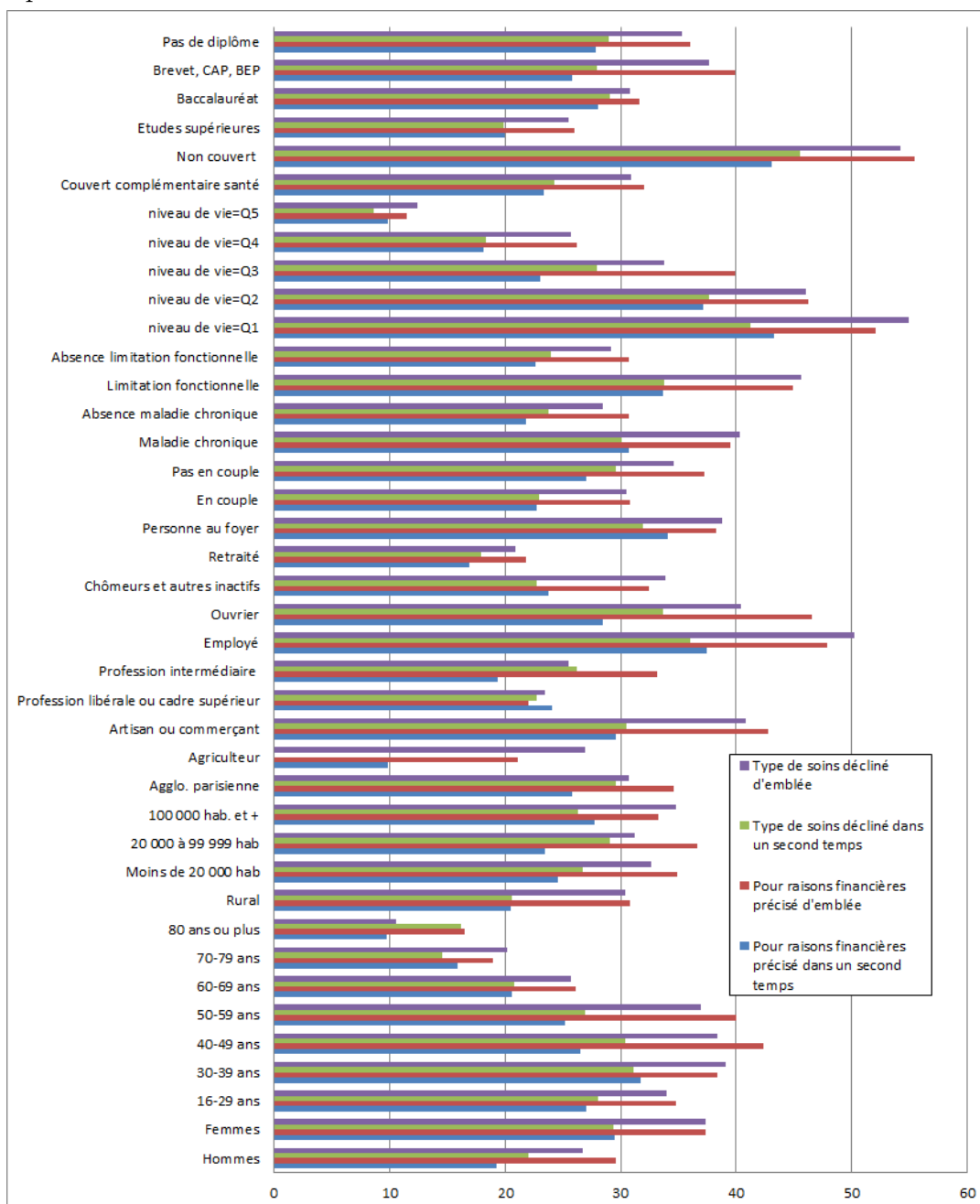
Dans les modèles logistiques, les odds-ratios associés aux variables explicatives sont constants. Or les odds-ratios correspondent aux rapports des risques relatifs (risque relatif de renoncer sur celui de ne pas renoncer) ; pour des taux de renoncement aux soins proches de 0, le odds-ratio associé à une variable explicative est proche du risque relatif de renoncer, dont on a montré qu'il était invariant, quelle que soit la formulation retenue. Ainsi, pour des taux de renoncement faibles (par exemple pour un type de soins), les résultats des analyses cherchant à expliquer ce taux sont robustes à l'effet de formulation, si un modèle logistique est mobilisé. L'invariance ne sera cependant plus respectée lorsque les taux de renoncement que l'on cherche à expliquer sont plus élevés.

Dans ce cas, il convient de mobiliser un modèle binaire multiplicatif, qui respecte la propriété d'invariance des risques relatifs, et donne des résultats identiques quelle que soit la formulation utilisée. Ce modèle est disponible dans les principaux logiciels statistiques.

pourrait laisser penser, si l'on ne gardait pas à l'esprit les précautions d'interprétation rappelées ci-dessus, que le taux de renoncement pour raisons financières a augmenté entre 2010 et 2012, à formulation inchangée.

5.A Annexe : Renoncement et catégories socio-démographiques

Graphique 5.4 – Proportion de personnes déclarant avoir renoncé à au moins un soin pour raisons financières au cours des 12 derniers mois, selon le type de formulation adopté



Lecture : Environ 35 % des personnes sans diplôme déclarent avoir renoncé à un soin pour raison financière lorsque le type de soins est décliné d'emblée; cette proportion n'est que de 35 % lorsque le type de soins est décliné dans un second temps.

Source : Baromètre d'opinion Drees 2013.

5.B Annexe : Formulation des questions de renoncement aux soins pour raisons financières dans l'enquête SRCV et l'enquête Santé et Protection sociale de l'Irdes (SPS)

SRCV jusqu'en 2014

Au cours des 12 derniers mois, avez-vous renoncé à voir un médecin pour des examens ou des soins médicaux dont vous aviez besoin ?

OU : Au cours des 12 derniers mois avez vous renoncé à voir un dentiste, pour des soins dentaires dont vous aviez besoin ?

1. OUI au moins en une occasion j'en avais besoin et j'y ai renoncé
2. NON il n'est jamais arrivé que j'y renonce alors que j'en avais besoin

Si OUI

Parmi les raisons suivantes, quelle est la principale pour laquelle vous y avez renoncé ?

1. Je n'en avais pas les moyens, c'était trop cher
2. Le délai pour un rendez-vous était trop long, il y avait une file d'attente trop importante
3. Je n'avais pas le temps en raison de mes obligations professionnelles ou familiales
4. Le médecin était trop éloigné, j'avais des difficultés de transport pour m'y rendre
5. J'ai redouté d'aller voir un médecin, de faire faire des examens ou de me soigner
6. J'ai préféré attendre de voir si les choses iraient mieux d'elles-mêmes
7. Je ne connaissais pas de bon médecin
8. Pour d'autres raisons

SRCV à partir de 2015

Au cours des 12 derniers mois, avez-vous eu besoin de voir un médecin pour des examens ou des soins médicaux ?

OU : Au cours des 12 derniers mois, avez-vous eu besoin de voir un dentiste pour des soins dentaires ?

1. OUI, au moins une fois j'en ai eu besoin
2. NON, je n'en ai pas eu besoin
3. Ne sait pas

Si OUI

Au cours des 12 derniers mois, avez-vous vu un médecin pour des examens ou des

soins médicaux chaque fois que vous en avez eu besoin ?

Au cours des 12 derniers mois, avez-vous vu un dentiste pour des soins dentaires chaque fois que vous en avez eu besoin ?

1. OUI, j'ai vu un dentiste pour des soins dentaires chaque fois que j'en ai eu besoin
2. NON, j'ai renoncé à voir un dentiste pour des soins dentaires au moins une fois
3. Ne sait pas

Si OUI

Parmi les raisons suivantes, quelle est la principale pour laquelle vous y avez renoncé ?

1. Je n'en avais pas les moyens, c'était trop cher
2. Le délai pour un rendez-vous était trop long, il y avait une file d'attente trop importante
3. Je n'avais pas le temps en raison de mes obligations professionnelles ou familiales
4. Le dentiste était trop éloigné, j'avais des difficultés de transport pour m'y rendre
5. J'ai redouté d'aller voir un dentiste, de faire des soins
6. J'ai préféré attendre de voir si les choses iraient mieux d'elles-mêmes
7. Je ne connaissais pas de bon dentiste
8. Pour d'autres raisons

ESPS 2010 - questionnaire principal

Au cours des 12 derniers mois, vous est-il déjà arrivé de renoncer, pour vous-même, à certains soins pour des raisons financières ?

- 1 OUI
2. NON

Si OUI

A quels soins avez-vous renoncé pour des raisons financières ? (3 réponses possibles)

Enquêteur : Ne pas citer. Relancer pour obtenir au maximum 3 réponses : « Avez-vous renoncé à un autre soin ? »

1. Dentier
2. Couronne, bridge, implant dentaire
3. Soins de gencives ou soins parodontaux
4. Autre soin dentaire
5. Lunettes (verres, montures, lentilles)
6. Prothèse auditive
7. Consultations, visites et soins de spécialiste
8. Radios et autres examens d'imagerie
9. Pharmacie non remboursable
10. Pharmacie remboursable
12. Kinésithérapie, massages

- 13. Analyses de laboratoire
- 11. Cure thermique
- 12. Autres (3 réponses possibles)
- 13. Aucun soin
- 14. Ne sait pas

ESPS 2010 - questionnaire auto-administré

Au cours des 12 derniers mois, avez-vous renoncé à voir un médecin ou à des soins médicaux dont vous aviez besoin (dentiste, lunettes...)?

- 1. OUI
- 2. NON

Si OUI

Pourquoi ? (Plusieurs réponses possibles)

- 1. Pour des raisons financières
- 2. Parce que c'était trop compliqué
- 3. A cause du délai d'attente
- 4. Parce que je redoutais d'aller voir un médecin ou un dentiste
- 5. Parce que je préférais attendre que les choses aillent mieux d'elles-mêmes
- 6. Pour une autre raison, précisez

ESPS 2012 - questionnaire principal

Au cours des 12 derniers mois, vous est-il arrivé de renoncer, pour vous-même, à des soins dentaires pour des raisons financières ?

- 1. OUI
- 2. NON

Si OUI

A quels soins dentaires avez-vous renoncé pour raisons financières ? (Plusieurs réponses possibles)

- 1. Dentier
- 2. Couronne, bridge, implant dentaire
- 3. Soins de gencives ou soins parodontaux
- 4. A un autre soin dentaire : Précisez

Au cours des 12 derniers mois, vous est-il arrivé de renoncer, pour vous-même, à des lunettes, verres, montures, lentilles pour des raisons financières ?

1. OUI
2. NON

Au cours des 12 derniers mois, vous est-il arrivé de renoncer, pour vous-même, à une consultation de médecin pour des raisons financières ?

1. OUI
2. NON

Si OUI

A quelles consultations de médecins avez-vous renoncé pour raisons financières ? (plusieurs réponses possibles)

1. Consultations, visites et soins de spécialistes, précisez sa spécialité
2. Consultations, visites et soins de généralistes
3. Autres consultations, précisez
4. Ne sait pas

Au cours des 12 derniers mois, vous est-il arrivé de renoncer, pour vous-même, à d'autres soins ou à des examens pour des raisons financières ?

1. OUI
2. NON

Si OUI

A quels autres soins ou examens avez-vous renoncé pour raisons financières ?

Chapitre 6

Conditions de collecte et santé subjective : une analyse sur données européennes

Ce chapitre a été co-écrit avec Andrew E. Clark. Il s'agit d'une version légèrement modifiée d'un article publié en 2007 dans *Économie et Statistiques* (Clark et Vicard 2007).

La « santé » est une des variables les plus présentes dans les analyses économiques, que ce soit comme variable dépendante ou comme variable explicative. Or, nous n'en disposons pas d'une mesure certaine. Selon l'OMS, « la santé est un état de complet bien-être physique, mental et social et ne consiste pas seulement en une absence de maladie ou d'infirmité », ce qui n'en fournit pas de définition objective. Des mesures « objectives » de la santé nécessitent d'ailleurs une longue liste de questions sur diverses maladies et fonctions, ce qui les exclut de fait de la plupart des enquêtes auxquelles les chercheurs en sciences sociales font appel.

Ces derniers se tournent donc souvent vers des mesures déclaratives de la santé, beaucoup plus simples à collecter. La santé subjective¹ correspond à la perception qu'a l'individu de sa propre santé. On la mesure à l'aide de questions du type :

« Diriez-vous que votre santé est...

1. ... très bonne
2. ... bonne
3. ... moyenne
4. ... mauvaise
5. ... très mauvaise »

1. On trouve également dans la littérature les qualificatifs de santé déclarée et de santé auto-déclarée pour définir ce type de mesures.

Ce type de variable est utilisé en économie mais aussi dans d'autres disciplines comme l'épidémiologie (Bowling 2005). Un débat s'est donc instauré sur leur validité. Des auteurs partent ainsi de l'hypothèse qu'il existe une variable latente, le niveau de santé objectif, dont le niveau de santé subjectif ne serait qu'un reflet. Cependant, la santé subjective ne serait qu'un reflet déformant de la santé objective dans la mesure où les individus auraient des comportements de réponse hétérogènes par rapport à cette question. Ces différences de comportements de réponse proviendraient de plusieurs sources - culture, éducation, langage et plus généralement niveaux de référence de santé. Il est donc important de distinguer, dans les réponses aux questions de santé subjective, ce qui relève de la santé objective de ce qui relève des comportements hétérogènes de réponse. Cette distinction constitue le problème-clé pour la comparaison de niveaux de santé subjective entre individus, ou même entre le même individu à deux moments différents du temps (les comparaisons inter- et intra-individuelles).

Deux méthodes ont été utilisées pour faire cette distinction, qui se fondent toutes deux sur de l'information extérieure. La première recueille une information la plus exhaustive possible sur l'état de santé réel des individus. Elle consiste par la suite à relier la santé subjective à cette information objective et à un certain nombre de variables socioéconomiques d'intérêt (cf. par exemple Etilé et Milcent 2006). Quand l'une des variables socioéconomiques apparaît significative, c'est le signe qu'elle a une influence sur le comportement de réponse des individus. Il a ainsi été montré que les personnes âgées déclaraient de meilleurs niveaux de santé subjective (toutes choses égales par ailleurs). La seconde méthode consiste à utiliser des vignettes d'ancrage (Dourgnon et Lardjane 2007, dans ce numéro, et Salomon et al. 2004).

Ces deux méthodes permettent de montrer les limites de l'utilisation des mesures de santé subjective en tant que substitut à une mesure véritable de la santé. Cet article adopte la même perspective mais s'intéresse à un problème particulier : l'évaluation de l'effet des conditions de collecte sur les réponses aux questions de santé subjective.

Par conditions de collecte, nous entendons une notion large qui regroupe l'ensemble des éléments suivants :

- mode de collecte : face-à-face, par téléphone, questionnaire auto-administré... ;
- formulation de la question et des modalités de réponse ;
- place de la question dans le questionnaire ;
- période de collecte.

6.1 Des conditions de collecte différenciées selon les enquêtes et les pays

En ce qui concerne la santé subjective, les instituts de statistique adoptent des modes de collecte et des formulations assez variables d'un pays et d'un question-

naire à l'autre. La diversité des choix effectués dans les questionnaires de la base de questionnaires de santé European Health Interview et Health Examination Surveys Database l'illustre (cf. annexe 6.B)². La forme la plus courante des questions posées est très générale et s'exprime de la façon suivante : « Globalement, diriez-vous que votre état de santé est... ». Toutefois, d'autres formulations sont possibles. Par exemple, dans le British Household Panel Survey (BHPS), la question est la suivante : « Pensez s'il vous plaît à votre état de santé au cours des douze derniers mois. Relativement aux personnes de votre âge, diriez-vous que votre santé a été... »³. Cette formulation invite le répondant à modifier son point de référence, à la fois en termes d'âge et de période de temps. On dit qu'elle est alors contextualisée. La formulation des modalités de réponse peut également beaucoup varier d'une étude à l'autre. Tout d'abord, certaines enquêtes proposent aux répondants de se classer sur une échelle numérique sans y associer de modalité verbale. C'est le cas de l'enquête française SUMER⁴ qui propose une échelle de 1 à 10. La plupart des enquêtes font toutefois un choix différent en proposant des items de réponse sous la forme de propositions verbales. Mais le nombre d'items proposé peut varier sensiblement (de 3 items à 6 items pour la formulation Rand Short-Form 12), tout comme leur formulation.

Cette diversité de conditions de collecte risque d'introduire des biais dans les réponses des enquêtés. Une littérature importante en sciences sociales a d'ailleurs montré que les conditions de collecte ont une forte influence sur les réponses données (cf. annexe 6.A). À notre connaissance, seuls deux articles se sont déjà intéressés aux effets des conditions de collecte sur les déclarations de santé subjective.

Ahn (2003) évoque cette question en comparant deux enquêtes différentes sur la même période (milieu des années 1990) en Espagne : le National Health Survey (NHS) et l'European Community Household Panel Survey (ECHP). Les questions de santé subjective diffèrent par de nombreux aspects entre les deux enquêtes : formulation de la modalité de réponse médiane, question précédée par un questionnaire détaillé de santé, durée totale du questionnaire, totalité des membres d'un foyer interrogés plutôt qu'une seule personne interrogée par foyer, ou encore effet d'échantillonnage. Il est de ce fait difficile d'isoler l'effet de chacun de ces éléments. Le résultat principal est que les distributions diffèrent largement entre les deux enquêtes. Dans le NHS, les répondants plus jeunes ont notamment tendance à déclarer des niveaux de santé moins élevés que dans l'ECHP tandis que l'on observe le contraire pour les individus les plus âgés.

2. Cette base est consultable à l'adresse suivante : <https://www.iph.fgov.be/hishes/index.cfm?CFID=70946&CFTOKEN=83041976>

3. En version anglaise, la question est : « Please think back over the last 12 months about how your health has been. Compared to people of your own age, would you say that your health has on the whole been... ». La traduction est le fait des auteurs.

4. L'enquête SUMER (SURveillance MÉdicale des Risques) porte sur les expositions professionnelles de différentes natures : nuisances physiques, expositions biologiques ou chimiques et contraintes organisationnelles. Elle a été menée conjointement par l'Inspection médicale du Travail (DRT) et la DARES, avec la collaboration de la médecine du travail. Lors de la seconde enquête, en 2003, 50 000 salariés ont été interrogés par 1 800 médecins du travail.

Crossley et Kennedy (2002) utilisent un questionnaire australien dans lequel certains individus sélectionnés ont répondu deux fois à la question de santé subjective : une fois avant un questionnaire détaillé portant sur leur état de santé réel (sous forme de questionnaire auto-administré) et une fois après (en face-à-face). Ceux-ci constituent le groupe de traitement. Les répondants non sélectionnés n'ont répondu qu'une seule fois à la question de santé subjective (en face-à-face) et n'ont pas répondu au questionnaire détaillé de santé. Ils constituent le groupe de contrôle. En comparant les réponses du groupe de contrôle et du groupe de traitement, ils aboutissent à plusieurs conclusions :

- Le mode de collecte - questionnaire auto-administré vs. face-à-face - a un effet significatif sur la distribution de réponses : les réponses sont plus resserrées autour de la modalité médiane en face-à-face.
- La place de la question de santé subjective - par rapport à un questionnaire détaillé de santé - a également un impact sur la distribution de réponses, qui est plus resserrée après un questionnaire détaillé de santé. En revanche, le niveau moyen de santé subjective ne diffère pas significativement d'une distribution à l'autre.
- Il y a une forte erreur de mesure dans les questions de santé subjective. 28 % des individus du groupe de traitement modifient leur réponse entre avant et après le questionnaire détaillé de santé.

6.2 Le dispositif de l'enquête Share

Dans l'enquête Share, les répondants ont également été séparés aléatoirement en deux groupes selon la technique dite du split sample⁵. Cela nous permet de mettre en évidence l'effet causal de la formulation des modalités de réponse et celui de la place dans le questionnaire sur les réponses obtenues à la question sur la santé subjective.

Deux formulations de la question sur la santé subjective sont proposées aux répondants de l'enquête Share : la formulation dite « Rand » et la formulation dite « Europ ». Elles partagent le même intitulé de la question (« Diriez vous que votre santé est... ») mais diffèrent par les modalités de réponses offertes (cf. tableau 6.1)⁶.

Les formulations des modalités de réponses Europ et Rand semblent être les plus fréquemment utilisées dans les enquêtes sociales ou de santé (cf. annexe 6.B). La formulation Europ est la plus ancienne. Elle a été utilisée à partir de la fin de la Seconde Guerre mondiale dans de nombreux questionnaires. La formulation Rand a

5. La technique du split sample consiste à séparer aléatoirement en plusieurs groupes l'échantillon des personnes interrogées. On propose ensuite à chaque groupe une version différente du questionnaire, le plus souvent afin de tester l'effet d'une légère variation de la formulation des questions ou de l'ordre des modalités de réponse.

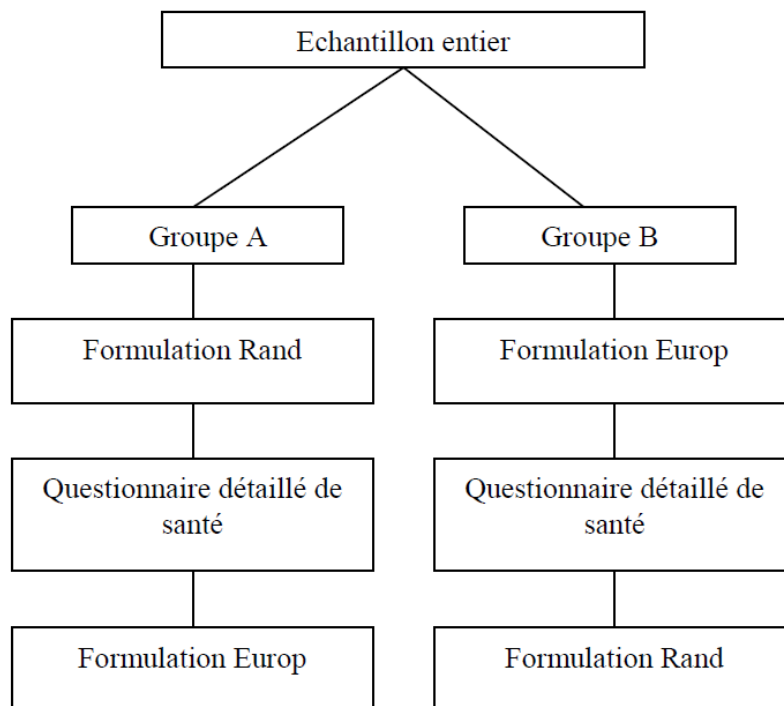
6. Seuls les intitulés des modalités de réponse en français sont reportés. Les intitulés dans toutes les langues de la base de données Share peuvent être trouvés dans Jürges (2007).

Tableau 6.1 – L'autodéclaration de l'état de santé. Modalités des réponses dans les formulations Rand et Europ

Rang	Rand	Europ
	Diriez-vous que votre santé est...	
5	Excellente	Très bonne
4	Très bonne	Bonne
3	Bonne	Moyenne
2	Acceptable	Mauvaise
1	Médiocre	Très mauvaise

été utilisée pour la première fois par la Rand Corporation à la fin des années 1970 (Bowling 2005) dans le cadre du questionnaire « Short-Form 36 » (SF-36). L'objectif était de mieux discriminer entre les différents états de santé, en partant du constat que les individus avaient spontanément tendance à déclarer des niveaux de santé élevés. Il semblait ainsi nécessaire de proposer aux répondants plus de modalités de réponse connotées positivement que de modalités connotées négativement.

Graphique 6.1 – Architecture du questionnaire Share



Dans l'enquête Share, les individus ont été répartis aléatoirement, au sein de chaque pays, entre deux groupes (cf. graphique 6.1). Le groupe A a d'abord dû répondre à la question de santé subjective dans sa formulation de type « Rand », puis au questionnaire détaillé de santé physique et mentale de l'enquête Share, et

Tableau 6.2 – Quatre autodéclarations de l'état de santé

	Groupe A	Groupe B
Questionnaire « avant »	Formulation « Rand » : Mesure « Rand1 »	Formulation « Europ » : Mesure « Europ1 »
Questionnaire « après »	Formulation « Europ » : Mesure « Europ2 »	Formulation « Rand » : Mesure « Rand2 »

enfin à la question de santé subjective dans sa formulation de type « Europ ». Les deux questions de santé subjective ont été interverties pour le groupe B⁷. Nous disposons donc de quatre mesures de santé subjective que nous appelons Rand1 et Rand2 d'une part, et Europ1 et Europ2 d'autre part, où le chiffre 1 ou 2 indique que la question est placée soit avant (chiffre 1) soit après (chiffre 2) le questionnaire détaillé portant sur l'état de santé (cf. tableau 6.2).

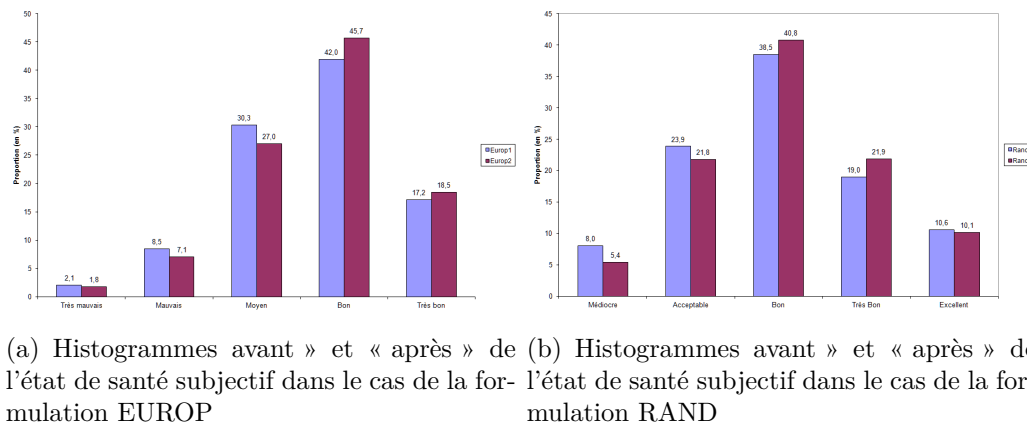
6.3 Quatre mesures de santé subjective

Dans un premier temps nous exploitons la structure de l'enquête Share 2004 afin de comparer la santé subjective en fonction des questions utilisées. Nous allons notamment chercher à isoler deux effets. Le premier, l'effet de placement, correspond à l'effet de répondre à la question de santé subjective après avoir répondu au questionnaire détaillé de santé réelle plutôt qu'avant. Pour le mettre en évidence, nous devons raisonner à formulation (Rand ou Europ) fixée : nous comparerons donc les résultats des questions Rand1 et Rand2 d'une part, et Europ1 et Europ2 d'autre part. Le second effet est celui de labels, c'est-à-dire le fait de se voir proposer les modalités de réponse issues de la formulation Rand au lieu de celles issues de la formulation Europ. Cet effet est plus complexe puisque les réponses ne sont pas mesurées selon la même échelle. Un schéma d'analyse est proposé plus bas. Pour isoler l'effet de labels, nous comparerons les réponses aux questions Europ1 et Rand1 d'une part, et Europ2 et Rand2 d'autre part. Nous pouvons ainsi mesurer l'effet de labels en neutralisant l'effet de placement.

Avant d'analyser dans le détail l'un et l'autre effet, nous allons présenter les distributions de réponses selon les quatre mesures. Conformément à ce qu'indique la littérature (Bowling 2005), la distribution de santé est plus symétrique sous la formulation Rand (cf. graphique 6.2). Par ailleurs, pour les deux formulations (Rand et Europ), la santé subjective est meilleure quand elle est mesurée après le questionnaire détaillé de santé. Avec la formulation Europ, les répondants sont ainsi

7. Les concepteurs du questionnaire ont utilisé le split sample dans l'objectif de rendre les mesures de santé subjectives comparables à la fois avec le questionnaire américain U.S. Health and Retirement Survey, qui adopte la formulation Rand, et avec de nombreux questionnaires européens qui adoptent la formulation Europ, dont le ECHP.

Graphique 6.2 – L'autodéclaration de l'état de santé (santé « subjective »). Répartition des réponses, selon que la question est placée avant ou après le questionnaire détaillé de santé



Lecture : 8 % des enquêtés ont répondu « Médiocre » à la formulation RAND, placée en première position (cas « RAND1 ») ; 5,4 % ont répondu « Médiocre » à la formulation RAND, placée en seconde position (cas « RAND2 »).
Source : enquête Share 2004.

45,7 % à se déclarer en bonne santé après le questionnaire détaillé de santé, contre 42 % avant le questionnaire. On observe un phénomène similaire avec la formulation Rand. L'effet de placement tend donc à rendre les répondants plus optimistes quant à leur état de santé.

On peut également comparer les deux réponses données par les mêmes individus aux questions de santé subjective (cf. tableau 6.3). Les chiffres correspondent aux pourcentages de ligne. Par exemple, 20,4 % des individus qui ont répondu « Médiocre » à la question Rand1 (avant le questionnaire détaillé de santé) ont répondu « Très mauvais » à la question Europ2. Ce tableau est difficile à interpréter car les deux effets qui nous intéressent - effet de placement et effet de formulation - sont mêlés. Il semble toutefois confirmer les conclusions auxquelles nous avons abouti en commentant les histogrammes :

- L'effet de placement apparaît clairement. Par exemple, un nombre important (15,9 %) des individus du groupe B qui ont répondu « Très mauvais » à Europ1 répondent « Acceptable » à Rand2, améliorant ainsi leur réponse. Le même phénomène est à l'oeuvre quand 8,4 % des individus du groupe B ayant répondu « Mauvais » à Europ1 répondent « Bon » à Rand2.
- Encore une fois, les répondants semblent plus sensibles aux intitulés des modalités de réponses proposées qu'à leur rang. Par exemple, 61,8 % des individus du groupe B qui ont répondu « Bon » à la question Europ1 (quatrième modalité proposée) ont également répondu « Bon » à la question Rand2, contre seulement 30,5 % qui ont répondu « Très bon », la quatrième modalité de la question Rand2. Cela est d'autant plus remarquable que l'effet de placement, dont nous avons vu qu'il pousse les répondants à déclarer un niveau de santé

plus élevé, doit induire une augmentation des réponses « Très bon ».

Tableau 6.3 – L’appréciation « subjective » de la santé : de la première réponse à la seconde. Matrices de transition (en %)

		1	2	3	4	5
Groupe A (Rand1/Europ2)		Très mauvais	Mauvais	Moyen	Bon	Très bon
Médiocre	1	20,4	56,2	21,6	1,6	0,1
Acceptable	2	0,5	9,8	74,2	15,3	0,2
Bon	3	0	0,5	17,9	76,5	5,1
Très bon	4	0	0	2,9	54	43,1
Excellent	5	0	0,1	1,3	20,6	78
Groupe B (Europ1/ Rand2)		Médiocre	Acceptable	Bon	Très bon	Excellent
Très mauvais	1	80,5	15,9	2,3	0,9	0,5
Mauvais	2	39,5	52	8,4	0,1	0
Moyen	3	1,2	51,9	41,3	4,8	0,9
Bon	4	0	3,1	61,8	30,5	4,5
Très bon	5	0,1	0,2	9,1	44,1	46,5

Lecture : 20,4 des enquêtés du groupe A qui ont répondu « Médiocre » avec la question Rand1, ont ensuite répondu « Très mauvais » avec la question Europ2.

Le total de chaque ligne est égal à 100 %.

Source : enquête Share 2004.

Maintenant que le dispositif présent dans la base Share est clairement défini, nous allons mesurer de façon précise les effets de placement de labels sur la déclaration de santé : ces effets sont-ils statistiquement significatifs ? Leur impact sur la déclaration de santé est-il léger ou décisif ? Comment interpréter ces effets ?

6.4 L’effet de la place dans le questionnaire

Pour les deux formulations Rand et Europ, les individus déclarent des niveaux de santé en moyenne supérieurs après le questionnaire détaillé de santé (cf. graphique 6.2). Cela peut traduire un phénomène de conditionnement. On décrit en effet aux répondants de nombreux problèmes de santé dont ils pourraient souffrir. Cela les incite, en moyenne, à réviser leur jugement en relativisant leurs propres problèmes de santé⁸. Cependant, Crossley et Kennedy (2002) ne trouvent pas le même résultat lorsqu’ils analysent un échantillon australien : la déclaration moyenne d’état de santé reste inchangée après le questionnaire détaillé de santé. Ils utilisent dans leur étude la formulation Rand. Cela peut correspondre à des différences culturelles entre

8. Le signe de cet effet pourrait théoriquement aller dans le sens inverse : le questionnaire de santé pourrait permettre à certaines personnes de se remémorer certaines difficultés qu’elles ont négligées dans un premier élan.

Australiens et Européens ou alors à un comportement de réponse spécifique de la part de la population âgée de plus de 50 ans⁹.

Pour évaluer l'importance de cet effet de placement, nous estimons une régression de type Probit ordonné de la santé subjective (cf. tableau 6.4). Nous cherchons à isoler l'effet « avoir répondu à la question de santé subjective après le questionnaire plutôt qu'avant ».

Dans un premier temps, nous estimons un modèle (modèle 1 du tableau 6.4) dont la seule variable explicative est l'indicatrice de la position de la question de santé subjective dans le questionnaire (prenant la valeur 1 si la formulation considérée apparaît après le questionnaire détaillé, et la valeur 0 si elle apparaît avant). Le coefficient de cette variable capture l'effet moyen du placement sur la réponse. Comme nous nous situons dans un cadre quasi-expérimental, la sélection au sein des quatre groupes est aléatoire et les variables explicatives sont statistiquement indépendantes de l'indicatrice de placement. La taille de l'effet de placement est donc inchangée par l'inclusion des variables explicatives.

Pour la question Rand comme pour la question Europ, l'effet moyen de placement est d'environ 0,14 et significatif au seuil de 1 %.

On retrouve donc bien le résultat selon lequel les réponses à la question de santé subjective sont plus élevées après le questionnaire détaillé qu'avant celui-ci. En le comparant aux effets d'autres variables, l'effet de placement apparaît comme étant à peu près deux fois moins fort que celui d'avoir un problème de mobilité (pour l'individu moyen de l'échantillon). Cet effet de placement est remarquablement stable entre pays, comme l'indique le coefficient de l'effet moyen de formulation dans des régressions séparées par pays (non reproduites ici).

Dans un second temps, nous enrichissons le modèle précédent en introduisant deux types de variable supplémentaires (modèle 2 du tableau 6.4) :

- Des variables explicatives de la santé¹⁰. Nous utilisons des variables sociales, économiques, de pays et de santé mentale et physique (cf. annexe 6.C).
- Des termes croisés entre effet de placement et variables explicatives. Si le coefficient des termes croisés est significativement différent de 0, cela signifie que l'effet de placement diffère d'un groupe à un autre.

Les termes croisés indiquent quels individus sont les plus sensibles à l'effet de placement. Parmi les variables socioéconomiques, seule l'éducation semble expliquer significativement (au seuil de 5 %) l'amélioration des réponses entre avant et après

9. Cela peut aussi correspondre à des différences dans la distribution des états de santé. Faisons l'hypothèse d'une variable de santé réelle sous-jacente que les répondants comparent à des seuils pour déterminer leur réponse à la question de santé subjective. Il n'est pas difficile de voir que si une population est répartie à proximité des seuils, un petit effet, en translatant les seuils, va suffire à faire changer les répondants de catégorie. En revanche, si la population est distribuée de façon à se trouver très éloignée des seuils, un petit effet ne fera changer personne de catégorie.

10. Ces variables explicatives ne servent pas à contrôler l'effet de placement, puisque nous nous situons dans un cadre quasi-expérimental (la répartition des individus dans les groupes A et B du graphique 6.1 a été effectuée aléatoirement). Leur rôle consiste à isoler l'impact des termes croisés.

Tableau 6.4 – Analyse multivariée de l'effet de placement : extrait de la régression de type Probit ordonné des réponses obtenues dans les deux cas des formulations Europ et Rand

	Europ		Rand	
	<i>Coefficient</i>	<i>Écart- type</i>	<i>Coefficient</i>	<i>Écart- type</i>
Modèle 1 : indicatrice de placement comme seule variable explicative				
Effet moyen du placement « après », relativement au placement « avant »				
Indicatrice de placement (1)	0,140***	-0,015	0,133***	-0,015
Modèle 2 : décomposition de l'effet de placement selon plusieurs dimensions (extrait des résultats)				
Indicatrice de placement (1)		Oui		Oui
Variables socio-démographiques et de santé (non croisées avec l'indicatrice de placement) (2)		Oui		Oui
Pays* Indicatrice de placement				
France		Ref.		Ref.
Autriche	- 0,038	-0,079	- 0,118	-0,076
Allemagne	- 0,039	-0,074	- 0,144**	-0,073
Suède	- 0,047	-0,071	- 0,01	-0,069
Pays-Bas	- 0,095	-0,072	- 0,238***	-0,07
Espagne	- 0,068	-0,074	- 0,049	-0,073
Italie	0,021	-0,072	- 0,134*	-0,071
Danemark	- 0,029	-0,082	- 0,097	-0,08
Grèce	- 0,032	-0,077	- 0,109	-0,075
Suisse	- 0,105	-0,097	- 0,072	-0,092
Revenu* Indicatrice de placement				
2e quartile de revenu (par pays)	- 0,015	-0,045	0,054	-0,044
3e quartile de revenu (par pays)	- 0,059	-0,046	0,083*	-0,045
4e quartile de revenu (par pays)	- 0,115**	-0,049	0,065	-0,048
2e quartile de patrimoine (par pays)	0,048	-0,045	- 0,005	-0,045
3e quartile de patrimoine (par pays)	0,011	-0,044	- 0,028	-0,043
4e quartile de patrimoine (par pays)	0,032	-0,045	- 0,058	-0,044
Nombre d'années d'éducation* I. de placement				
	0,001	-0,005	- 0,011**	-0,004
Célibataire* Indicatrice de placement				
	- 0,047	-0,04	0,019	-0,039
Âge* Indicatrice de placement				
	- 0,003	-0,002	0,001	-0,002
Homme* Indicatrice de placement				
	- 0,035	-0,035	0,04	-0,034
Variables de santé * Indicatrice de placement				
Une maladie chronique	0,155***	-0,042	0,017	-0,04
Plus d'une maladie chronique	0,227***	-0,046	0,133***	-0,044
Un symptôme	0,02	-0,041	0,075*	-0,04
Plus d'un symptôme	0,057	-0,048	0,106**	-0,046
Un problème de mobilité	- 0,032	-0,046	0,01	-0,045
Plus d'un problème de mobilité	- 0,156***	-0,046	- 0,025	-0,045
Une limitation d'activité quotidienne	- 0,039	-0,074	0,004	-0,075
Plus d'une limitation d'activité quotidienne	- 0,147*	-0,089	- 0,13	-0,094
Une limitation d'activité sociale	0,075	-0,057	- 0,076	-0,057
Plus d'une limitation d'activité sociale	- 0,075	-0,077	- 0,018	-0,078
Une limitation sensorielle	0,001	-0,04	- 0,000	-0,038
Plus d'une limitation sensorielle	- 0,123**	-0,05	- 0,067	-0,049
Un problème sur l'échelle de santé mentale	- 0,021	-0,046	- 0,017	-0,044
Euro-D				
Plus d'un problème sur l'échelle de santé mentale Euro-D	- 0,037	-0,042	0,051	-0,04
Observations		21 273		21 275

Lecture : Avec la formulation Europ, l'effet de placement augmente la propension à se déclarer en bonne santé de 0,14. L'écart-type de ce coefficient est de 0,015. Il est donc significativement différent de zéro au seuil de 1 %. Dans un modèle Probit ordonné, les coefficients ne sont pas directement interprétables en termes quantitatifs : il faut passer par les effets marginaux (cf. graphique 6.3). Il est toutefois possible de comparer deux coefficients entre eux : s'ils sont semblables, ils auront un effet similaire sur la propension à se déclarer en bonne santé.

(1) Cette variable, qui prend la valeur 1 si la formulation considérée apparaît après le questionnaire détaillé concernant l'état de santé, et la valeur 0 si elle apparaît avant, permet de capturer l'effet moyen du placement sur la réponse dans le premier modèle. Dans le second modèle, on décompose l'effet moyen de placement en plusieurs parties : le coefficient devant l'indicatrice de placement n'est dès lors plus facilement interprétable. Nous ne le reproduisons donc pas dans le tableau.

(2) L'inclusion de ces variables permet de capturer leur effet principal sur la réponse à la question de santé subjective. Cela garantit que les coefficients devant les effets croisés avec l'indicatrice de placement mesurent bien l'impact des variables sur la taille et le signe de l'effet de placement.

Note : * significatif au seuil de 10 % ; ** significatif au seuil de 5 % ; *** significatif au seuil de 1 %.

le questionnaire. Les individus les plus éduqués augmentent significativement moins leur déclaration de santé : ils sont dès lors moins sensibles aux effets de placement. Le même résultat est trouvé par Johnson et al. (1998) dans leur étude sur la criminalité et les problèmes sociaux. Ils l'interprètent en termes de sophistication cognitive induite par l'éducation.

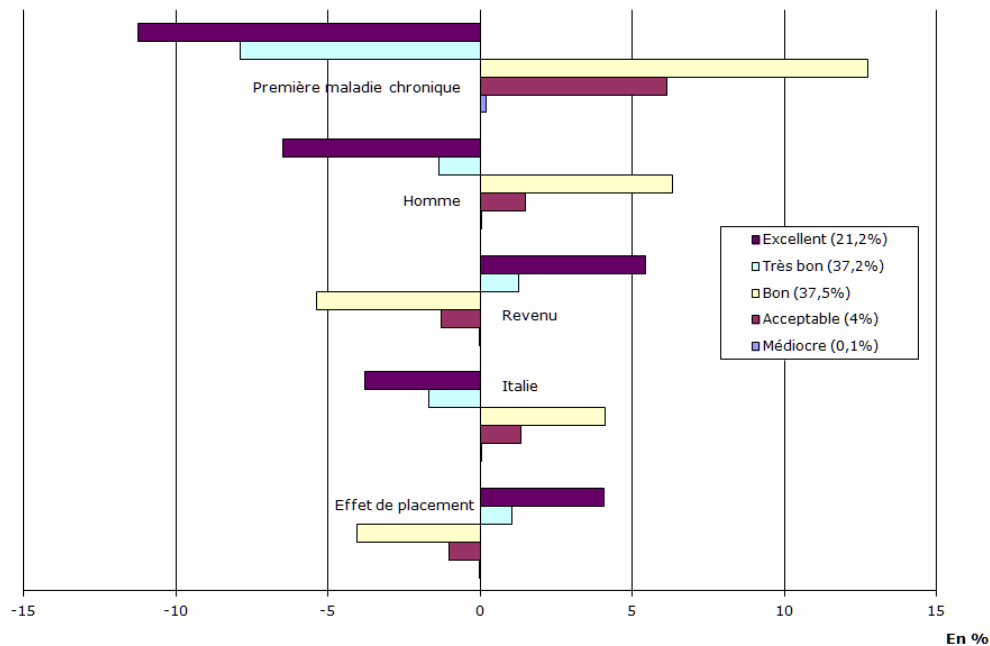
En ce qui concerne les variables de santé, ceux qui souffrent de maladies chroniques et de symptômes augmentent plus leur niveau de santé subjective que les autres individus ; en revanche, les individus qui souffrent de problèmes de mobilité ou de limitations augmentent moins leur déclaration. Notre interprétation est la suivante : le fait d'avoir répondu au questionnaire détaillé de santé conduit les individus à adopter une conception plus fonctionnelle de la santé, légèrement moins centrée sur la présence de maladies. C'est un cas typique d'effet de contexte (cf. annexe 6.A).

L'ensemble des termes croisés est significatif au seuil de 1 %, comme l'indiquent les tests du ratio de vraisemblance entre les modèles avec termes croisés (modèle 2) et les modèles contraints sans termes croisés (modèle 1). Néanmoins, le gain de vraisemblance entre les deux spécifications est assez faible. Cela signifie que, dans l'ensemble, l'effet de placement est homogène. Ce constat est un signe de robustesse de la santé subjective et il a des conséquences fortes pour les utilisateurs de cette mesure : utiliser une mesure de santé subjective recueillie avant ou après un questionnaire détaillé portant sur l'état de santé du répondant, affecte seulement le niveau moyen de santé subjective. Ce choix n'affecte pas les relations entre la santé et les autres variables qui peuvent intéresser le chercheur ou l'utilisateur de statistiques (caractéristiques socio-démographiques par exemple).

La taille de l'effet de placement peut être comparée à celle des effets d'autres variables explicatives, en construisant ce que l'on appelle en économétrie les effets marginaux (cf. graphique 6.3). Dans un modèle Probit ordonné, les effets marginaux d'une variable explicative reflètent l'effet de cette dernière sur les probabilités de déclarer chacune des modalités de la variable expliquée, ici la santé subjective. Les effets marginaux de chaque variable explicative sont donc au nombre de cinq, un par modalité de la variable de santé subjective. L'effet marginal d'une variable discrète X sur une modalité M donnée est un rapport de probabilité fondé sur la moyenne de l'ensemble des variables explicatives. Le numérateur correspond à la probabilité, prédite par le modèle, qu'un individu, ayant la caractéristique étudiée X et un ensemble de caractéristiques prédéfinies¹¹, déclarent la modalité M . Le dénominateur est la probabilité prédite qu'un individu ne possédant pas la caractéristique X , mais possédant le même ensemble de caractéristiques prédéfinies, répondent la

11. Ici, les effets marginaux sont calculés pour un individu ayant les caractéristiques prédéfinies suivantes : de sexe masculin, français, premiers quartiles de revenu et de patrimoine, en parfaite santé objective, âgé de 65 ans, avec 10 années d'études. Cet individu fictif a , d'après le modèle 2 du tableau 6.3 et dans la formulation Rand : une probabilité de 21,2% de se déclarer en excellente santé, de 37,2% de se déclarer en très bonne santé, de 37,5% de se déclarer en bonne santé, de 4% de déclarer son état de santé acceptable et de 0,1% de le déclarer médiocre.

Graphique 6.3 – Effets marginaux de cinq variables sur la santé subjective



Lecture : le fait d'avoir une première maladie chronique diminue la probabilité de se déclarer en excellente santé de 2,5 %, pour la formulation RAND1 et pour un individu aux caractéristiques suivantes : de sexe masculin, français, premiers quartiles de revenu et de patrimoine, en parfaite santé objective, âgé de 65 ans et ayant effectué 10 années d'études. L'effet revenu fait référence à un passage du premier quartile vers le dernier quartile de revenu.

Source : enquête Share 2004.

modalité M. Dans le graphique 6.3, l'effet marginal est exprimé en pourcentage : par exemple, l'effet de placement accroît la probabilité de se déclarer être en excellente santé de 19,2%. Comme la probabilité de se déclarer en excellente santé, compte tenu des caractéristiques prédéfinies retenues (cf. note 11), est de 0,212, l'accroissement de probabilité de répondre la modalité « Excellent » est de 0,04 ($0,212 \times 0,192$). On constate ainsi que l'effet de placement est du même ordre de grandeur que l'effet de revenu (défini comme le passage du premier au quatrième quartile de revenu).

6.5 L'effet de labels

Deux modèles polaires de réponse sont envisageables pour prédire l'effet de labels, défini, rappelons-le, comme l'effet de se voir proposer la formulation Rand plutôt qu'Europ :

1. Les enquêtés ne répondent qu'en fonction des intitulés de réponses, sans tenir compte du rang de celles-ci. Dans ce cas, un individu qui aurait répondu « Très bon » avec la formulation Europ (modalité 1), répondra « Excellent » ou « Très bon »

bon » avec la formulation Rand (modalités 1 et 2). Un individu qui aurait répondu « Bon » avec la formulation Europ (modalité 2) répondra également « Bon » avec la formulation Rand (modalité 3).

2. Les enquêtés ne répondent qu'en fonction du rang des réponses, sans tenir compte de l'intitulé des réponses. Dans ce cas, un individu qui aurait répondu « Très bon » avec la formulation Europ (modalité 1), répondra « Excellent » avec la formulation Rand (modalité 1). Selon ce modèle, on devrait n'observer que de très faibles différences, non statistiquement significatives, entre les histogrammes d'Europ1 et de Rand1 d'une part, et ceux d'Europ2 et de Rand2 d'autre part.

Ces deux cas polaires peuvent être illustrés à l'aide des données issues de la question Europ1 (cf. tableau 6.5).

Tableau 6.5 – Deux cas polaires de l'effet de formulation (en %)

Distribution initiale (Europ1)	Très mauvais	Mauvais	Moyen	Bon	Très bon
	2,1	8,5	30,3	42	17,2
Distribution théorique (Rand1)					
<i>Équivalence des rangs</i>	Médiocre	Acceptable	Bon	Très Bon	Excellent
	2,1	8,5	30,3	42	17,2
<i>Équivalence des labels</i>	Médiocre	Acceptable	Bon	Très Bon + Excellent	
	10,5	30,3	42	17,2	

Lecture : dans le cas où les répondants réagiraient selon le principe d'équivalence des labels, la modalité « Médiocre » de la formulation Rand devrait réunir les modalités « Très mauvais » et « Mauvais » de la formulation Europ (10,5 = 2,1 + 8,5). S'ils réagissent selon un principe d'équivalence des rangs, les cinquièmes rangs des deux échelles (respectivement « Médiocre » et « Très mauvais ») doivent recueillir le même pourcentage (2,1 %).

Les histogrammes du graphique I ne correspondent pas exactement à ces modèles théoriques de réponse. Ils semblent surtout très éloignés de ce que décrit le modèle théorique d'équivalence des rangs. En revanche, le modèle d'équivalence des labels semble constituer une approximation correcte des distributions, sauf pour la première modalité de Europ (« Très bon ») qui a un effectif considérablement plus faible que celui des deux premières modalités de Rand (« Excellent » et « Très bon »).

Pour tester formellement la validité de l'une ou l'autre hypothèse, nous estimons deux régressions de type Probit ordonné (cf. tableau 6.7). Dans un premier modèle, celui d'équivalence des rangs, on construit une nouvelle variable selon les modalités définies dans le tableau 6.6. Cette variable prend la valeur 1 si un individu du groupe A (cf. graphique 6.1), qui s'est vu poser la question Rand1 avant le questionnaire détaillé de santé, a répondu « Médiocre » (modalité 1). Elle prend également la valeur 1 si un individu du groupe B, qui s'est vu poser la question Europ1 avant le questionnaire détaillé de santé, a répondu « Très mauvais » (modalité 1). Dans

Tableau 6.6 – Construction des deux spécifications pour tester la nature de l'effet de labels

<i>Équivalence des rangs</i>	1	2	3	4	5
Europ	Très mauvais	Mauvais	Moyen	Bon	Très bon
Rand	Médiocre	Acceptable	Bon	Très Bon	Excellent
<i>Équivalence des labels</i>	1	2	3	4	
Europ	Très mauvais + Mauvais	Moyen	Bon	Très bon	
Rand	Médiocre	Acceptable	Bon	Très Bon + Excellent	

Lecture : Sous l'hypothèse d'équivalence des rangs, la réponse « Très mauvais » à la question de santé subjective de type Europ équivaut à la réponse « Médiocre » de la formulation de type Rand. Sous l'hypothèse d'équivalence des labels, la réponse « Médiocre » équivaut aux deux réponses « Très mauvais » et « Mauvais » de la formulation Europ. Les deux variables ainsi construites font office de variables dépendantes dans une régression de type Probit ordonné (cf. tableau 6.7), et ce afin de déterminer la validité des deux hypothèses susmentionnées.

la première spécification, on régresse cette variable sur une indicatrice, l'indicatrice de labels, qui prend la valeur 1 si l'individu s'est vu poser la question Rand et 0 s'il s'est vu poser la question Europ. Si l'hypothèse que nous avons formulée est réellement celle qui sous-tend le comportement de réponse des individus, mesurer la santé subjective selon la formulation Europ ou Rand ne devrait faire aucune différence : le coefficient de l'indicatrice de labels devrait donc être nul. Or c'est loin d'être le cas puisqu'il est d'environ -0,9 (significatif au seuil de 1%). L'hypothèse d'équivalence des rangs est donc très franchement rejetée par les données.

Le second modèle fait l'hypothèse que l'équivalence des labels sous-tend le comportement de réponse des enquêtés. La variable dépendante est construite en conséquence, selon les modalités décrites dans le tableau 6.6. Une nouvelle fois, le coefficient de l'indicatrice de labels est significativement différent de zéro au seuil de 1% (0,416). L'hypothèse d'équivalence des labels est donc également rejetée par les données.

Il n'est pas évident de déterminer quel modèle reflète le mieux le comportement de réponses des enquêtés. En effet, les deux modèles sont difficilement comparables : la variable dépendante du premier comporte cinq modalités tandis que celle du second n'en comporte que quatre.

Les termes croisés avec l'effet de labels sont collectivement plus significatifs que ceux du tableau 6.4. Ainsi, nous arrivons mieux à décomposer l'effet de label que l'effet de placement. De ce fait, l'effet de labels se révèle moins homogène. Ceci est surtout dû aux termes croisés avec les indicatrices de pays, plutôt qu'aux termes croisés avec les variables socioéconomiques ou de santé. Les coefficients estimés in-

diquent que les Danois et surtout les Suédois sont les moins sensibles aux effets de labels, quelle que soit l'hypothèse retenue quant au comportement de réponses des enquêtés. Par conséquent, dans une analyse internationale, le choix de la formulation de la variable de santé subjective (Rand ou Europ) modifiera les résultats, que la santé subjective soit utilisée comme variable expliquée ou comme variable explicative. Dans une analyse circonscrite à un seul pays, les résultats seront beaucoup plus robustes au choix de formulation, puisque les termes croisés avec les variables socioéconomiques sont pour la plupart non significativement différents de zéro. Les analyses qui introduisent des mesures déclaratives de la santé semblent donc assez pertinentes au niveau national, puisque les individus semblent partager un cadre de référence commun qui oriente leur comportement de réponse. Au niveau international, l'absence de cadre commun et les problèmes de traduction, nécessairement imparfaite, rendent extrêmement sensible toute analyse intégrant une variable de santé subjective.

6.6 Les classements internationaux de santé subjective sont-ils sensibles aux effets de placement et de collecte ?

Pour illustrer ce danger, nous nous intéressons au rang de chaque pays en termes de santé subjective (cf. tableau 6.8).

Le classement des pays selon le pourcentage d'individus qui déclarent un niveau de santé égal ou supérieur à « Bon » (niveaux 1 à 2 pour Europ, et 1 à 3 pour Rand) montre une certaine variabilité selon les conditions de collecte. La position de la question de santé au sein du questionnaire a notamment un impact léger sur le classement relatif des pays. Par exemple, la Grèce passe du 4e au 6e rang selon que l'on considère Europ1 ou Europ2, tandis que la France évolue dans le sens inverse. Le même phénomène s'observe pour les questions Rand, quoique le classement qui en résulte semble plus stable. La formulation des modalités de réponse (effet de labels) modifie plus substantiellement le classement des pays. Ici, c'est la Suède qui passe de la cinquième place avec Europ à la première place avec Rand (bien que son classement soit stable par rapport au placement de la question de santé subjective).

Les mêmes analyses menées sur les variables d'éducation et d'âge, réparties en quartiles (non reproduites ici), donnent des classements qui sont totalement stables en fonction du placement (1 ou 2) et de la formulation (Europ ou Rand). Cela confirme que la distribution de santé subjective entre pays soit plus sensible aux conditions de collecte que la distribution de santé subjective entre individus au sein d'un seul pays.

Tableau 6.7 – Analyse multivariée de l'effet de labels : extrait de la régression de type Probit ordonné des réponses obtenues selon les deux hypothèses de comportement de réponse des enquêtés : équivalence des rangs et équivalence des labels

	Équivalence des rangs (1)		Équivalence des modalités (2)	
	Coeff.	Ecart-type	Coeff.	Ecart-type
Spécification 1 : indicatrice de labels comme seule variable explicative				
Effet de labels : répondre à la formulation Rand plutôt qu'à la formulation Europ				
Indicatrice de labels (3)	-0.904***	(0.016)	0.416***	(0.016)
Spécification 2 : décomposition de l'effet de labels selon plusieurs dimensions (extrait des résultats)				
Indicatrice de labels (3)	-0.864***	(0.14)	0,383	-0,15
Variables socio-démographiques et de santé (non croisées avec l'indicatrice de placement) (4)		Oui		Oui
Pays* Indicatrice de placement				
France		Ref.		Ref.
Autriche	0.268***	(0.077)	0.274***	(0.079)
Allemagne	0.124*	(0.073)	0.148**	(0.075)
Suède	0.616***	(0.070)	0.591***	(0.072)
Pays-Bas	0.191***	(0.070)	0.143**	(0.072)
Espagne	0.103	(0.072)	0.108	(0.074)
Italie	0.240***	(0.070)	0.229***	(0.072)
Danemark	0.487***	(0.080)	0.388***	(0.083)
Grèce	0.121	(0.075)	0.139*	(0.077)
Suisse	-0.024	(0.093)	-0.035	(0.097)
Revenu* Indicatrice de placement				
2ème quartile de revenu (par pays)	-0.035	(0.044)	-0.027	(0.046)
3ème quartile de revenu (par pays)	-0.082*	(0.045)	-0.091*	(0.047)
4ème quartile de revenu (par pays)	-0.069	(0.048)	-0.071	(0.050)
2ème quartile de patrimoine (par pays)	0.035	(0.045)	0.031	(0.046)
3ème quartile de patrimoine (par pays)	0.003	(0.043)	0	(0.045)
4ème quartile de patrimoine (par pays)	0.05	(0.044)	0.027	(0.046)
Nombre d'années d'éducation* I. de placement	0.01**	(0.005)	0.007	(0.005)
Célibataire* Indicatrice de placement				
Âge* Indicatrice de placement	-0.034	(0.039)	-0.052	(0.040)
Homme* Indicatrice de placement	-0.002	(0.0018)	-0.001	(0.0019)
Homme* Indicatrice de placement	-0.033	(0.034)	-0.071**	(0.036)
Variables de santé * Indicatrice de placement				
Une maladie chronique	0.01	(0.041)	0.071*	(0.043)
Plus d'une maladie chronique	-0.08*	(0.045)	-0.005	(0.046)
Un symptôme	-0.089**	(0.040)	-0.061	(0.042)
Plus d'un symptôme	-0.102**	(0.047)	-0.051	(0.048)
Un problème de mobilité	-0.071	(0.045)	-0.034	(0.046)
Plus d'un problème de mobilité	-0.07	(0.045)	-0.064	(0.046)
Une limitation d'activité quotidienne	-0.019	(0.074)	-0.0298	(0.076)
Plus d'une limitation d'activité quotidienne	0.02	(0.092)	-0.035	(0.095)
Une limitation d'activité sociale	0.054	(0.057)	0.022	(0.058)
Plus d'une limitation d'activité sociale	0.028	(0.078)	-0.045	(0.080)
Une limitation sensorielle	-0.03	(0.039)	-0.018	(0.040)
Plus d'une limitation sensorielle	-0.103**	(0.049)	-0.079	(0.050)
Un problème sur l'échelle de santé mentale	-0.018	(0.044)	-0.031	(0.046)
Euro-d				
Plus d'un problème sur l'échelle de santé mentale Euro-d	-0.076*	(0.040)	-0.102**	(0.042)
Observations		21273		21273

Lecture : Si les enquêtés répondaient aux questions de santé subjective conformément à l'hypothèse d'équivalence des rangs, le coefficient de l'indicatrice de labels devrait être nul dans la seconde colonne. Ce n'est pas le cas puisqu'il est significativement différent de zéro au seuil de 1%, avec une valeur de -0,904 et un écart-type de 0,016. Dans le modèle 2, on voit que les Autrichiens ont un comportement de réponse significativement différent de celui des Français (coefficient de 0,268 avec un écart-type de 0,077). Puisque le coefficient est positif, il s'ajoute au coefficient principal de l'indicatrice de labels (-0,864). Le coefficient de l'indicatrice de labels est donc moins élevé pour les Autrichiens (-0,596=-0,268-0,864) que pour les Français (-0,864). Ces derniers sont donc plus éloignés d'un comportement de réponse conforme à l'hypothèse d'équivalence des rangs que leurs congénères autrichiens.

Note : Dans ce tableau, on compare les réponses aux questions Europ1 et Rand1 (avant le questionnaire portant sur l'état de santé détaillé du répondant). On peut effectuer des régressions similaires pour comparer les réponses aux questions Europ2 et Rand2. Les résultats sont très proches mais des contraintes de place nous empêchent de les reproduire ici. L'effet de labels est donc de même nature avant et après le questionnaire détaillé de santé réelle.

(1) L'hypothèse d'équivalence des rangs suppose que l'enquêté répond à la question de santé subjective en se fondant uniquement sur le rang des modalités qui lui sont proposées, sans se référer à l'intitulé de celles-ci (cf. tableau 6.5).

Tableau 6.8 – Proportion d'individus qui ont répondu mieux que « bon » selon la formulation (en %)

	Europ 1		Europ 2		Rand 1		Rand 2	
<i>Moyenne</i>	59,1		64,2		68,1		72,8	
France	59,3	(7)	69,1	(4)	64,7	(7)	70,9	(7)
Autriche	59,6	(6)	64,3	(7)	69,7	(5)	73,1	(6)
Allemagne	54,7	(8)	57,7	(8)	60,4	(8)	65,3	(8)
Suède	61,9	(5)	67,7	(5)	86	(1)	90,5	(1)
Pays-Bas	67,2	(2)	72,5	(3)	73,5	(3)	74,7	(4)
Espagne	48,6	(9)	52	(10)	53,3	(10)	60,7	(10)
Italie	45,4	(10)	53,6	(9)	56	(9)	62,5	(9)
Danemark	66	(3)	72,7	(2)	72,9	(4)	76,8	(3)
Grèce	64	(4)	64,3	(6)	68,1	(6)	73,9	(5)
Suisse	79,8	(1)	82	(1)	83,5	(2)	85,4	(2)

Lecture : 59,3 % des Français interrogés déclarent un état de santé « bon » ou supérieur avec la formulation Europ1. Cela place la France en septième position (sur dix pays analysés) par rapport à ce critère.

6.7 Quelle formulation de la question de santé subjective a le pouvoir discriminant le plus élevé ?

Le pouvoir discriminant d'une mesure synthétique de santé, c'est-à-dire sa capacité à distinguer entre les différents niveaux de santé réelle, est un aspect déterminant pour juger de sa pertinence. C'est d'ailleurs une des préoccupations des concepteurs de la formulation Rand, qui cherchaient à obtenir une distribution plus symétrique afin de mieux discriminer entre les différents états de santé. Dans cette optique, il semble important de comparer le pouvoir discriminant des quatre mesures de santé subjective dont nous disposons.

Une première façon d'évaluer leur pouvoir discriminant consiste à regarder si les répondants diffèrent en moyenne selon leur réponse à ces questions. Pour évaluer ces différences, nous avons sélectionné plusieurs variables mesurant des caractéristiques socio-économiques et l'état de santé réel du répondant (cf. l'annexe 6.C pour une présentation des variables retenues). La formulation Europ1 de la question de santé subjective permet de discriminer correctement les variables socio-économiques et les variables de santé réelle (tableau 6.9). Par exemple, les individus qui ont répondu qu'ils avaient un état de santé « Très bon » avec cette formulation n'ont en moyenne que 0,55 maladies chroniques (sur 14 possibles). Les individus qui ont répondu « Bon », « Moyen », « Mauvais » et « Très mauvais » ont respectivement 1,09, 2,04, 2,85 et 3,27 maladies chroniques.

Mais cette évaluation du pouvoir discriminant de la formulation Europ1 ne per-

Tableau 6.9 – Pouvoir discriminant de la formulation Europ1. Valeur moyenne de variables socio-démographiques et de santé selon la réponse à la question de santé subjective Europ1

Europ1	Très bon	Bon	Moyen	Mauvais	Très mauvais	Moyenne
	5	4	3	2	1	
Variables socio-démographiques						
Patrimoine (euros)	425 312	303 515	203 419	136 201	105 125	276 637
Revenu brut annuel (euros)	29 465	24 114	18 718	15 450	14 150	22 498
Âge	61,69	64,36	67,88	70,33	72,82	65,62
Homme	0,51	0,48	0,42	0,39	0,45	0,46
Célibataire	0,23	0,23	0,29	0,35	0,4	0,26
Nb d'années d'études	11,91	10,6	8,93	7,87	7,89	10,04
Variables de santé						
Maladies chroniques	0,55	1,09	2,04	2,85	3,27	1,47
Symptômes	0,55	0,99	2	3,23	4,14	1,47
Mobilité	0,26	0,76	2,04	4,08	5,74	1,44
Consommation de médicaments	0,45	1,01	1,93	2,83	3,24	1,38
Limitation dans les activités quotidiennes	0,02	0,06	0,21	0,82	2,06	0,2
Limitation dans les activités quotidiennes (2)	0,05	0,12	0,4	1,27	2,73	0,34
Santé mentale	1,28	1,67	2,77	4,41	5,35	2,23
Sens	0,8	0,95	1,2	1,48	1,67	1,06
Observations	1 819	4 413	3 153	870	210	10465

Lecture : Les individus qui ont répondu « Très bon » à la question Europ1 ont un patrimoine moyen de 425 312 euros tandis que les individus qui ont répondu « Très mauvais » ont un patrimoine plus faible de 105 125 euros. L'ensemble des enquêtés, toutes modalités de réponse à la question Europ1 confondues, a un patrimoine moyen de 276 637 euros.

Tableau 6.10 – Construction de l'indicateur de pouvoir discriminant : l'exemple des maladies chroniques

Europ1/Maladies chroniques	Très bon	Bon	Moyen	Mauvais	Très mauvais	Moyenne/Total
	5	4	3	2	1	
Moyenne	0,55	1,09	2,04	2,85	3,27	1,47
Variance au sein de la modalité	0,73	1,14	1,87	2,69	4,06	/
Observations	1 819	4 413	3 153	870	210	10 465
Variance inter-modalité	$[1819.(0,55 - 1,47)^2 + 4413.(1,09 - 1,47)^2 + 3153.(2,04 - 1,47)^2 + 870.(2,85 - 1,47)^2 + 210.(3,27 - 1,47)^2]/10465$					0,529
Moyenne pondérée des variances intra-modalité	$[1819.0,73 + 4413.1,14 + 3153.1,87 + 870.2,69 + 210.4,06]/10465$					1,476
Variance totale	0,529+1,476					2,005
Part de variance inter-modalité dans la variance totale	0,529 / 2,005					26,40%

Lecture : On peut décomposer la variance totale de la variable de maladies chroniques selon deux composantes :

1. La variance inter-modalité, qui est la variance de la moyenne du nombre de maladies chroniques dans chaque modalité (obtenue en pondérant chaque modalité par son nombre d'observations).
2. La variance intra-modalité, qui est la moyenne pondérée de la variance du nombre de maladies chroniques à l'intérieur de chaque modalité. On met ainsi en balance la variabilité du nombre de maladies chroniques entre les modalités de réponse à la question de santé Europ1 (variance inter-modalité) et sa variabilité naturelle. On trouve une part de variance inter-modalité d'environ 26%.

Tableau 6.11 – Comparaison du pouvoir discriminant des quatre mesures de la santé subjective (variance inter-modalité sur variance totale, en %)

	Europ 1	Europ 2	Rand 1	Rand 2
Variables socio-économiques				
Premier quartile de patrimoine	0,5	0,6	0,5	0,4
Deuxième quartile de patrimoine	1	1	1	0,7
Troisième quartile de patrimoine	0,1	0,1	0,1	0,1
Quatrième quartile de patrimoine	2,4	2,4	2,2	2,2
Premier quartile de revenu	0,1	0,1	0,1	0,2
Deuxième quartile de revenu	2,1	2,3	2,1	1,7
Troisième quartile de revenu	0	0	0	0,1
Quatrième quartile de revenu	2,9	2,9	3	2,5
Âge	7	8,2	6,9	7,2
Homme	0,6	0,4	0,5	0,6
Célibataire	0,8	1,3	1,1	0,8
Nombre d'années d'études	7,3	7,2	8,1	6,8
Variables de santé				
Maladies chroniques	26,4	24	25,3	24,4
Symptômes	28	27,1	26,1	26,5
Mobilité	32,2	38,7	33,5	36,4
Limitation dans les activités quotidiennes	16,1	23,8	15,3	19,9
Limitation dans les activités quotidiennes (2)	17,5	22,7	15,6	20,2
Santé mentale	19,9	20,9	21,1	20,4
Sens	6,7	9	8	9,4

Lecture : pour la formulation Europ1, la variance de la variable de Maladies chroniques entre les modalités de santé subjective représente 26,7 % de la variance totale de la variable de Maladies chroniques dans l'échantillon.

Source : enquête Share 2004.

met pas de comparer le pouvoir discriminant de nos quatre mesures. C'est pourquoi nous nous tournons vers une mesure plus synthétique : la part de variance inter-modalité dans la variance totale de chaque variable d'intérêt. Cette mesure s'apparente à une corrélation, mais elle est mieux adaptée à nos données qui croisent une variable catégorielle (la santé subjective) avec des variables qui peuvent être considérées pour la plupart comme quantitatives. Le tableau 6.10 détaille la construction de cet indicateur pour la formulation Europ1 et pour la variable de maladies chroniques.

Toutes les mesures de santé subjective discriminent beaucoup mieux les variables de santé objective que les variables socioéconomiques (cf. tableau 6.11). Par ailleurs, on remarque que le pouvoir discriminant de la santé subjective par rapport aux problèmes de mobilité et aux variables de limitations (quotidiennes, sociales et sensorielles) est plus important quand la santé subjective est mesurée après le questionnaire détaillé. De ce fait, la mesure de la santé recueillie par autodéclaration après le questionnaire détaillé semble intégrer de façon plus importante des dimensions qui sont introduites dans ce questionnaire détaillé et qui appartiennent de façon moins évidente au domaine de la santé, comme les dimensions fonctionnelles. Ce résultat confirme notre interprétation des termes croisés de santé dans le tableau 6.4.

Enfin, la plus grande symétrie de l'histogramme des questions Rand1 et Rand2 aurait pu laisser penser que la formulation Rand était plus discriminante que la formulation Europ. Cependant, ce n'est pas le cas : les formulations Europ et Rand sont tout autant discriminantes par rapport aux variables de santé considérées dans cette étude.

6.8 Conséquences pour la recherche empirique

Notre analyse nous conduit à formuler des recommandations pour la recherche appliquée qui utilise des variables de santé subjective. Ces dernières sont utilisées dans trois contextes différents :

1) La santé subjective peut être intégrée en tant que variable explicative dans des analyses causales. C'est le cas par exemple de l'analyse de l'offre de travail des seniors.

Les résultats de notre analyse suggèrent que le mode de collecte n'aura pas d'impact important sur la relation estimée au sein d'un pays. En effet, les coefficients associés aux termes croisés, dans le tableau 6.4 (effet de placement), sont tous faibles ou non significativement différents de zéro. Dans le tableau 6.7 (effet de labels), les coefficients des termes croisés avec les indicatrices de pays sont pour certains différents de zéro, ce qui montre que l'effet de labels n'est pas le même dans tous les pays. Mais, à l'intérieur d'un pays, l'effet de labels semble plus homogène : les termes croisés avec les variables socioéconomiques, dans le tableau 6.7, sont pour la plupart non significatifs. De ce fait, l'utilisation de la formulation Rand au lieu de la formulation Europ ne modifiera le coefficient d'aucune variable explicative dans une

régression à l'intérieur d'un pays : seul le coefficient du terme constant sera translaté. L'effet peut être comparé à celui associé à la conversion de température de Celsius en Kelvin. En revanche, les résultats d'une analyse internationale dépendront de la formulation, Rand ou Europ, utilisée. Cela nous conduit à proscrire l'utilisation de la santé subjective en tant que variable explicative dans les analyses internationales.

2) Une mesure synthétique de santé est parfois construite en estimant la relation entre santé subjective et plusieurs indicateurs objectifs de santé (Jürges 2005). Le poids de chacun des indicateurs de santé dans la mesure synthétique est proportionnel à son coefficient dans l'estimation. Cette méthode est proposée comme alternative à une pondération évaluée par des spécialistes. Ici, ce sont les individus eux-mêmes, qui, à travers la question de santé subjective, fixent les poids des différents indicateurs objectifs de santé. Cette approche se fonde sur l'idée d'une certaine stabilité de cette relation au sein d'une population. Or notre analyse a révélé que les enquêtés modifiaient leur conception de la santé si on leur posait des questions détaillées notamment sur les aspects fonctionnels de leur santé. De ce fait, la pondération de chaque mesure objective de santé dépendra du mode de collecte. Il semble dès lors problématique de fonder la construction d'un indice de santé sur une variable qui est assez sensible au mode de collecte des données.

3) La santé subjective est enfin utilisée pour évaluer les classements entre groupes socio-économiques ou entre pays. Notre analyse a montré qu'il était impossible de comparer deux questionnaires différents qui ne placent pas la question de santé subjective dans la même position (avant ou après) par rapport à un questionnaire détaillé de santé. Nous avons en revanche montré que le classement entre groupes socio-économiques ou entre pays n'était pas très sensible à l'effet de placement : que l'on utilise la santé subjective mesurée systématiquement avant ou en l'absence d'un questionnaire de santé ou mesurée systématiquement après celui-ci, le classement résultant n'en sera pas beaucoup affecté (tableau 6.8). Cela n'est pas vrai pour l'effet de formulation puisque le classement de santé subjective entre pays diffère sensiblement selon la formulation (Rand ou Europ) choisie. Au total, il ressort de notre analyse que les classements entre pays sont très sensibles aux conditions de collecte, notamment à la formulation des modalités de réponse, tandis que les classements entre groupes socio-économiques le seraient considérablement moins. Ces derniers sont dès lors moins problématiques.

Par ailleurs, les résultats de cette analyse interrogent sur la formulation de la question de santé subjective à privilégier dans les enquêtes. Sans apporter de réponse définitive à cette interrogation, certains éléments présentés dans ce chapitre permettent de privilégier telle ou telle formulation en fonction de l'objectif poursuivi par le concepteur de l'enquête et de l'utilisation qu'il souhaite faire de la variable de santé subjective.

En particulier, lorsqu'un questionnaire détaillé de santé est posé dans l'enquête (comme dans SHARE), est-il préférable de poser la question de santé subjective avant ce questionnaire détaillé, ou après ? Si l'on souhaite obtenir l'information la

plus complémentaire possible entre santé subjective et objective, il est préférable de placer la question subjective avant le questionnaire détaillé de santé : la corrélation entre santé subjective et objective est dans ce cas moindre. A l'inverse, si l'on cherche à obtenir une mesure synthétisant les multiples indicateurs objectifs de santé présents dans le questionnaire, il est préférable de placer la question de santé subjective à l'issue du questionnaire détaillé de santé : la corrélation entre santé subjective et objective est dans ce cas plus forte.

La question se pose de manière identique pour les deux formulations - EUROP et RAND - étudiées dans le chapitre. De ce point de vue, le pouvoir discriminant de la formulation RAND n'est pas supérieur à celui de la formulation EUROP, alors même qu'elle avait été conçue dans cet objectif. Cependant, l'analyse porte sur une population très spécifique des 50 ans et plus, qui ont une santé en moyenne plus dégradée que les populations plus jeunes. La formulation RAND, qui comporte plus d'items de réponses détaillant la bonne santé, pourrait ainsi être plus pertinente pour des enquêtes en population générale, qui comporte davantage d'enquêtés en bonne santé.

Enfin, le chapitre montre que la santé subjective est davantage corrélée aux variables de santé mentale (sentiment de dépression par exemple) lorsque la question est posée après un questionnaire détaillé de santé, qui comprend de nombreuses questions de santé mentale. Cela pourrait signifier que les enquêtés n'intègrent pas toujours spontanément (en l'absence de questionnaire détaillé) la dimension de santé mentale lorsqu'ils communiquent à l'enquêteur leur état de santé subjectif. Ce résultat nuance une justification couramment avancé pour utiliser les variables de santé subjective, qui serait que ces dernières intégreraient davantage que les indicateurs objectifs la dimension psychologique de la santé.

6.A Annexe : Conditions de collecte et données subjectives

De façon générale, un effet de condition de collecte fait appel à la perception qu'a un individu d'une question ou d'un choix. De tels effets ont été mis en évidence dans au moins deux contextes : les préférences dans les situations de choix en environnement risqué ; et l'auto-évaluation par les répondants de leur propre situation.

Dans le premier contexte, la recherche s'est surtout focalisée sur les effets de formulation de la question et des modalités de réponse. Ces derniers sont définis par Tversky et Kahneman (1981) comme la conception par l'acteur des implications, des conséquences et de l'environnement associés à un choix particulier (« the decision-maker's conception of the act, outcomes and contingencies associated with a particular choice »). Ces mêmes auteurs montrent que les réponses individuelles sont très différentes selon que l'on décrit les retombées d'une décision en termes de gains ou de pertes. Un des exemples les plus connus est celui des programmes de

vaccination : si on présente le programme en termes d'individus qui seront épargnés plutôt qu'en termes d'individus qui mourront de la maladie, les répondants sont plus averses au risque.

Dans le contexte de l'auto-évaluation, des psychologues et des statisticiens ont étudié l'impact de l'ordre des questions dans le questionnaire, et celui de la formulation des réponses proposées. Les questions posées avant la question d'intérêt influent notamment sur les réponses données. Plusieurs raisons peuvent expliquer ce phénomène. D'abord, les répondants veulent donner une image cohérente de leurs choix au sein du questionnaire : si une question appelle une réponse positive, les réponses aux questions suivantes seront plus souvent positives. Ensuite, les enquêtés peuvent réagir par contraste par rapport aux questions précédentes. Le score d'honnêteté d'un individu généralement perçu comme malhonnête sera encore plus faible si la question qui le mesure suit l'évaluation d'un individu considéré comme plus honnête. Enfin, les questions précédentes définissent un contexte qui influence la perception des questions suivantes (cf. Moore 2002). Par exemple, les individus sont plus nombreux à indiquer que la criminalité est le plus grand problème social si ils ont répondu auparavant à une série de questions sur leur expérience personnelle vis-à-vis du crime (Johnson et al. 1998). Pour ce qui est de l'auto-évaluation, le même phénomène se produit. Schwarz et Strack (1999) donnent l'exemple suivant. Si la satisfaction dans la vie est mesurée avant la fréquence de rendez-vous galants, la corrélation entre ces deux mesures est quasiment nulle (- 0,12) ; si les rendez-vous galants sont mesurés avant la satisfaction dans la vie, cette corrélation devient significative (0,66).

Schwarz (1999) et Schwarz et Strack (1999) fournissent des revues de littérature détaillées de l'impact des conditions de collecte. En particulier, Schwarz (1999) décrit dans quelle mesure les formulations des réponses proposées aux questions subjectives ont une influence sur l'information recueillie. Par exemple, 13 % des individus déclarent avoir eu beaucoup de succès dans leur vie quand l'échelle de réponse s'étend de 0 à 10, contre 34 % quand l'échelle va de - 5 à 5, alors que les mêmes labels sont associés aux deux extrémités de la distribution.

Dans le contexte de la santé, l'échelle de réponses proposée influence aussi significativement l'importance mesurée des symptômes. Dans l'exemple donné par Schwarz (1999), la proportion d'individus déclarant souffrir de symptômes médicaux plus de deux fois par mois est plus élevée sur une échelle de haute fréquence (« deux fois par mois ou moins » jusqu'à « plusieurs fois par jour ») que sur une échelle de basse fréquence (« jamais » jusqu'à « plus de deux fois par mois »). Un article récent de Nicholls et al. (2006) souligne également un biais directionnel dans les réponses aux questions subjectives mesurées à l'aide d'une échelle visuelle : la satisfaction déclarée était plus élevée quand les réponses positives se trouvaient à la gauche de l'échelle visuelle que quand celles-ci se trouvaient à la droite.

6.B Annexe : Différentes formulations des questions de santé subjective

Le projet « European Health Interview et Health Examination Surveys Database » a pour objectif d'inventorier l'ensemble des enquêtes sur la santé menées dans l'Union Européenne, dans les pays de l'AELE (Association européenne de libre-échange), en Australie, au Canada et aux Etats-Unis. Sa base de données recense toutes les questions portant sur la santé subjective au sein des 195 questionnaires examinés. L'examen de cette base nous indique que les conditions de collecte des mesures de santé subjective sont extrêmement variables d'un pays à l'autre et même, au sein d'un pays, d'une enquête à l'autre.

D'abord, la formulation des modalités de réponse peut prendre huit formes différentes. Deux formes correspondent à une échelle numérique, mais elles ne sont présentes que dans deux enquêtes. Six d'entre elles proposent des modalités verbales : une première en propose trois, une seconde en propose quatre et les quatre dernières en proposent cinq. La formulation des modalités de réponse la plus fréquente dans les questionnaires de la base comporte cinq modalités verbales de réponse. Les pays d'Europe continentale ont tendance à privilégier la formulation la plus ancienne, Europ, qui équilibre réponses connotées positivement et réponses connotées négativement. Les pays anglophones (Etats-Unis, Canada, Australie, Royaume-Uni et Irlande) privilégient pour leur part la formulation Rand SF-36 issue des travaux de la Rand Corporation et qui propose des modalités de réponse connotées plus positivement. Ce sont ces deux formulations, très largement majoritaires dans les enquêtes, qui font l'objet de l'analyse menée dans l'article.

Ensuite, la formulation des questions de santé subjective est le plus souvent courte et neutre, du type : « Comment définiriez-vous votre état de santé ? ». Mais d'autres formulations s'éloignent parfois de ce modèle en précisant certaines dimensions de la question, ce que l'on appelle la mise en contexte. Les enquêteurs précisent ainsi aux répondants qu'ils doivent se comparer aux individus du même âge qu'eux, ou qu'ils doivent penser à leur santé au cours de l'année écoulée, ou encore qu'ils doivent évaluer leur santé physique et leur santé mentale.

Le mode de collecte varie également considérablement puisque une proportion assez élevée des questions de santé subjective apparaissent au sein d'un questionnaire auto-administré. Le mode de collecte principal demeure toutefois le questionnaire en face-à-face.

Enfin, un questionnaire détaillé portant sur son état de santé est présenté au répondant avant qu'il ne réponde à la question de santé subjective dans environ un cas sur cinq.

Au total, les conditions de collecte les plus répandues sont une formulation classique de la question, avec des modalités de réponse de type Europ, dans le cadre d'un entretien en face-à-face et sans questionnaire détaillé portant sur l'état de santé

avant la question de santé subjective. Ces conditions ne regroupent toutefois qu'environ deux tiers des enquêtes : celles-ci sont donc extrêmement variables, ce qui nuit aux comparaisons dans le temps et dans l'espace dès lors que l'information recueillie dépend des conditions de collecte.

Tableau 6.12 – Tableau basé sur la base de questionnaires de santé European Health Interview et Health Examination Surveys Database; les dates sont les dernières dates renseignées dans cette base de données.

Pays	Formulation réponse	Formulation question	Mode de collecte	Place dans le question- naire
Australie (2004)	Rand SF-36	Classique	Face-à-face	AV
Autriche (1999)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Belgique (2004)	Europ	Classique	Auto-administré	AP
Bulgarie (2001)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Bulgarie (2002)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Canada (2000)	Rand SF-36	DefSanté	Téléphone	AV
Canada (2003)	Rand SF-36	Classique	Face-à-face / téléphone	AV
Croatie (2001)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Croatie (2003)	Europ	DefSanté	Face-à-face	AV
Croatie (2003)	Rand SF-36	Classique	Face-à-face	AV
Chypre (2003)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
République tchèque (2002)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Danemark (2000)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Estonie (1996)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Estonie (2004)	S1	Classique	Auto-administré	AV
Finlande (2005)	S1	Classique	Auto-administré	AV
France (1996)	Europ	Âge	Face-à-face	AP
France (2002)	Europ	Classique	Face-à-face	AP
France (2004)	S3	Âge	Face-à-face	AV
Allemagne (1998)	Rand SF-36	Classique		AV
Allemagne (1998)	Europ	Classique	Auto-administré	AP
Grèce (1998)	S4	Classique	Face-à-face	AV
Hongrie (2003)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Islande (2001)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Canada / USA (2003)	Rand SF-36	Classique	Face-à-face	AV
Irlande (2002)	Rand SF-36	Classique	Auto-administré	AV
Italie (1999)	Europ	Classique	Auto-administré	AP
Italie (2002)	Echelle de 1 à 5	Classique	Face-à-face	AV
Italie (2002)	Europ	Classique	Face-à-face	AP
Lettonie (2003)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Lettonie (2002)	S1	Classique	Face-à-face	AV
Lituanie (2002)	S1	Classique	Face-à-face	AV
Europe (2001)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Europe (2002)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Europe (2005)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Malte (2002)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Malte (2002)	Europ	Classique	Auto-administré	AP
Pays-Bas (2001)	Rand SF-36	Classique	Face-à-face	AV
Pays-Bas (2001)	Rand SF-36	Classique	Face-à-face	AP
Pays-Bas (2001)	Rand SF-36	Classique	Auto-administré	AP
Norvège (2002)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Norvège (2002)	Rand SF-36	Classique	Auto-administré	AV
Pologne (2003)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Pologne (2004)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Roumanie (2000)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Slovénie (2001)	Europ	Classique	Auto-administré	AV
Espagne (2003)	Europ	Temps	Face-à-face	AV
Suède (2004)	Europ	Classique	Face-à-face	AV
Suisse (2002)	Europ	Classique	Téléphone	AV
Suisse (2001)	Europ	Classique		AV
Suisse (2001)	Échelle de 1 à 100	Classique		AV
Turquie (2003)	Europ	Âge	Face-à-face	AV
Royaume-Uni (2000)	S2	Temps	Face-à-face	AV
Royaume-Uni (2001)	Europ	Classique	Face-à-face	AP
États-Unis (2000)	S2	Temps	Face-à-face	AV
États-Unis (2000)	Rand SF-36	Classique	Face-à-face / téléphone	AP

6.B.1 Formulation des modalités de réponse

Europ	5 modalités : Très bon - Bon - Moyen - Mauvais - Très mauvais
Rand SF-36	5 modalités : Excellent - Très bon - Bon - Médiocre - Mauvais
S1	5 modalités : Bon - Plutôt bon - Moyen - Plutôt mauvais - Mauvais
S2	3 modalités : Bon - Plutôt bon - Pas bon
S3	5 modalités : Très satisfaisant - Satisfaisant - Peu satisfaisant - Pas satisfaisant du tout
S4	4 modalités : Très bon - Bon - Moyen - Mauvais
Échelle de 1 à 5	Le répondant doit indiquer un chiffre de 1 à 5, 5 représentant un état de santé parfait.
Échelle de 1 à 100	Le répondant doit indiquer un nombre de 1 à 100, 100 représentant un état de santé parfait.

6.B.2 Formulation de la question

Classique	« Comment définiriez-vous votre état de santé ? » ou « En général, diriez-vous que votre santé est... »
DefSanté	« Par santé, on entend non seulement l'absence de maladie ou de blessure mais aussi le bien-être physique, mental et social » ou « Cette question porte sur l'ensemble de votre santé, incluant votre santé physique et mentale »
Âge	« Actuellement, compte tenu de votre âge, comment estimez-vous votre état de santé ? »
Temps	« Lors des 12 derniers mois, diriez-vous que votre santé est... »

6.B.3 Place dans le questionnaire

AP	Après le questionnaire détaillé
AV	Avant le questionnaire détaillé ou en l'absence de celui-ci

6.C Annexe : Définitions des variables explicatives

Variables socio-démographiques	
Revenu brut annuel (euros)	En parité de pouvoir d'achat
Patrimoine (euros)	Somme de tous les actifs mobiliers et immobiliers en parité de pouvoir d'achat
Nombre d'années d'études	Variable reconstituée à partir du niveau de diplôme maximum déclaré par l'individu (formation initiale et continue)
Célibataire	Indicatrice prenant la valeur 1 si le répondant vit seul
Âge	En années
Homme	Indicatrice prenant la valeur 1 si le répondant est un homme
Variables de santé	
Maladies chroniques	Ensemble de maladies chroniques qui ont nécessairement été diagnostiquées par un médecin, dont : 1. Maladie cardiaque, insuffisance coronaire, angine de poitrine ou infarctus du myocarde ou tout autre problème cardiaque 2. Hypertension artérielle, tension élevée 3. Cholestérol, hypercholestérolémie 4. Accident vasculaire cérébral ou maladie cérébrovasculaire, attaque cérébrale 5. Diabète, glycémie élevée 6. Maladie pulmonaire chronique, telle que bronchite chronique ou emphysème 7. Asthme 8. Polyarthrites, y compris arthrose et rhumatismes 9. Ostéoporose 10. Cancer ou tumeur maligne, y compris leucémie ou lymphome, à l'exclusion des cancers de la peau à évolution bénigne 11. Ulcère gastrique ou duodénal 12. Maladie de Parkinson 13. Cataracte 14. Fracture de la hanche
	Ensemble de symptômes ressentis par le répondant, dont : 1. Mal au dos, douleurs à la hanche, aux genoux ou autres douleurs articulaires

Symptômes

	<ol style="list-style-type: none"> 2. Problème cardiaque, angine de poitrine ou autre douleur thoracique à l'effort 3. Essoufflement, difficultés respiratoires 4. Toux persistante 5. Jambes enflées 6. Problème de sommeil 7. Chutes 8. Peur de faire des chutes 9. Vertiges, évanouissements ou syncopes 10. Problèmes gastriques ou intestinaux, y compris constipation, flatulence, diarrhée 11. Incontinence ou perte involontaire d'urines
Mobilité	<p>Problèmes de mobilité déclarés par le répondant, dont :</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. Marcher sur une distance de 100 mètres 2. Rester assis pendant deux heures 3. Se lever d'une chaise après être resté longtemps assis 4. Monter plusieurs étages par les escaliers sans se reposer 5. Monter un étage par les escaliers sans se reposer 6. Se pencher, s'agenouiller ou s'accroupir 7. Lever ou étendre les bras au-dessus du niveau de l'épaule 8. Tirer ou pousser des objets assez volumineux tels qu'un fauteuil 9. Soulever ou porter des poids de plus de 5 kilos, comme un gros sac de provisions 10. Saisir une petite pièce de monnaie posée sur une table
Consommation de médicaments	<p>Consommation de médicaments pour différents problèmes de santé, dont :</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. Des médicaments pour le cholestérol 2. Des médicaments pour l'hypertension 3. Des médicaments pour problèmes coronariens ou cérébro-vasculaires 4. Des médicaments pour d'autres problèmes cardiaques 5. Des médicaments pour l'asthme 6. Des médicaments pour le diabète 7. Des médicaments pour des douleurs ou inflammations articulaires 8. Des médicaments pour d'autres douleurs (maux de tête, mal de dos,...) 9. Des médicaments pour dormir 10. Des médicaments pour l'anxiété et la dépression 11. Des hormones pour l'ostéoporose 12. Des médicaments pour l'ostéoporose, autres que des hormones 13. Des médicaments pour les brûlures d'estomac

14. Des médicaments pour la bronchite chronique	
Limitation dans les activités quotidiennes	<p>Nombre de limitations dans les activités quotidiennes, dont :</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. S'habiller, y compris mettre ses chaussures et ses chaussettes 2. Se déplacer dans une pièce 3. Prendre son bain ou sa douche 4. Manger, par exemple couper les aliments 5. Se mettre au lit ou se lever 6. Utiliser les toilettes, y compris s'y lever et s'y asseoir
Limitation dans les activités sociales	<p>Nombre de limitations dans les activités sociales, dont :</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. Utiliser une carte pour se repérer dans un lieu inconnu 2. Préparer un repas chaud 3. Aller faire les courses 4. Passer des appels téléphoniques 5. Prendre des médicaments 6. Faire le ménage ou jardiner 7. Gérer votre argent, par exemple payer les factures et suivre vos dépenses
Santé mentale	<p>Nombre de déclarations de problèmes de santé mentale, parmi (échelle de dépression euro-D)</p> <p>euro1 Dépression</p> <p>euro2 Pessimisme</p> <p>euro3 Envies suicidaires</p> <p>euro4 Sentiment de culpabilité</p> <p>euro5 Problèmes de sommeil</p> <p>euro6 Manque d'intérêt</p> <p>euro7 Irritabilité</p> <p>euro8 Manque d'appétit</p> <p>euro9 Sentiment de fatigue</p> <p>euro10 Problèmes de concentration</p> <p>euro11 Se remémore une activité plaisante</p> <p>euro12 A pleuré lors du dernier mois</p>
Sens	<p>Limitations de l'ouïe et de la vue, dont :</p> <ol style="list-style-type: none"> 1. Porte des lunettes ou des lentilles de contact 2. Porte un appareil de correction auditive 3. Qualité de la vue 4. Qualité de l'ouïe

Conclusion générale

La présente thèse s'articule autour de deux parties : la première sur l'insertion professionnelle des jeunes, la seconde sur l'usage des variables subjectives en économie de la santé.

La crise économique qui a démarré en 2008 a renouvelé l'intérêt académique pour la problématique de l'insertion professionnelle des jeunes. En la matière, la littérature s'est orientée dans trois directions : la recherche des causes des difficultés d'insertion particulières des jeunes dans certains pays, en particulier en France ; l'analyse des conséquences du haut niveau de chômage des jeunes, et l'évaluation de l'efficacité des programmes mis en œuvre pour aider les jeunes. Les contributions de la thèse ont porté sur les deux dernières dimensions.

Le premier chapitre évalue les effets qu'aurait l'ouverture des minima sociaux, RMI puis RSA, aux jeunes, qui en sont actuellement, le plus souvent, exclus. L'évaluation menée indique que les effets désincitatifs sur l'emploi des jeunes seraient extrêmement limités, en tout cas si on se cantonne aux jeunes les plus âgés (autour de 25 ans). L'étude apporte ainsi des éléments nouveaux dans le débat politique français, mais aussi dans la littérature, qui s'est jusqu'ici davantage concentrée sur les situation des familles, en particulier des mères célibataires.

Le deuxième chapitre s'inscrit également dans l'optique d'évaluation d'un dispositif d'aide aux jeunes en difficulté d'insertion. Il permet d'évaluer de manière extrêmement rigoureuse, via une expérimentation aléatoire à grande échelle (nationale et portant sur plus de 5 000 jeunes), les effets d'un dispositif d'accompagnement appelé revenu contractualisé d'autonomie, proche de la garantie jeunes progressivement mise en place en France depuis septembre 2011. Il s'agit d'une des premières expérimentations de ce type en France. Les conclusions de l'évaluation, qui met en lumière un manque d'efficacité du dispositif mis en place, renforcent les résultats de la littérature, qui montre que les programmes d'aide et d'accompagnement à destination des jeunes en difficulté sont en général inefficaces, à l'exception des plus intensifs et coûteux d'entre eux (en particulier les programmes Job Corps et New Deal for Young People).

Il faudrait dès lors intervenir plus en amont dans la trajectoire des jeunes, au moment de l'enfance ou de l'adolescence. Cependant, les preuves de l'efficacité des programmes destinés à ces classes d'âge sont encore parcellaires, et il serait très utile

de lancer davantage de programmes, rigoureusement évalués, sur ces populations. Le deuxième chapitre montre également que la délivrance d'une allocation aux jeunes désincite certains d'entre eux d'occuper un emploi, mais que cet effet est relativement faible et circonscrit aux six premiers mois du programme.

Ainsi, les deux premiers chapitres indiquent que les dispositifs d'incitation financière, ou de désincitation financière dans le cas du RMI/RSA, n'ont pas ou peu d'impact, positif ou négatif, sur les trajectoires des jeunes. A la lumière de ces chapitres, l'offre de travail des jeunes apparaît comme peu élastique aux incitations monétaires, ce qu'on pourrait interpréter comme le signe que les principaux facteurs explicatifs du chômage des jeunes seraient à chercher du côté de la demande insuffisante de travail adressée aux jeunes, et non de leur insuffisante offre de travail.

Les deux chapitres suivant s'intéressent justement à l'impact sur la trajectoire des jeunes des fluctuations de la demande de travail, c'est-à-dire de la conjoncture économique. En s'appuyant sur le cas français, jusque là peu étudié, ils explorent les conséquences de la grande volatilité du taux de chômage des jeunes, à travers son impact à court terme sur le taux de scolarisation et à long terme sur les trajectoires d'emploi et de salaire. Le troisième chapitre montre que certains jeunes qui arrivent en fin de scolarité en phase de mauvaise conjoncture économique retardent leur sortie du système scolaire, mais que ce phénomène est très circonscrit, à l'instar de ce que montre l'analyse des expériences étrangères, en particulier aux États-Unis.

Le quatrième chapitre fait quant à lui apparaître une singularité française, puisqu'il indique que les jeunes sortis du système de formation initiale en mauvaise conjoncture ne souffrent pas de handicap durable, sous forme de moindre taux d'emploi ou de moindre salaire. Cela distingue la France des pays étudiés jusqu'ici dans la littérature, dans lesquels des handicaps salariaux durables sont le plus souvent détectés, même si leur ampleur et leur persistance varient beaucoup d'une étude et d'un pays à l'autre. Les raisons qui pourraient expliquer cette singularité française sont discutées à la fin du quatrième chapitre. Pour autant, comme tout résultat nouveau en contradiction avec la littérature, cette singularité demanderait à être confirmée par des analyses ultérieures, en mobilisant notamment d'ici quelques années les données issues de l'expérience qu'a constituée de ce point de vue la grande crise démarrée en 2008, ou en mobilisant d'autres sources de données sur longue période (par exemple les Déclarations annuelles de données sociales - DADS).

*

* *

La deuxième partie de la thèse questionne l'utilisation des variables subjectives en économie de la santé. Ces variables sont mobilisées dans les travaux de recherche depuis plus de 50 ans, et de façon croissante. Cela pose la question de leur fiabilité et de leur capacité à mesurer le phénomène d'intérêt (par exemple l'état de santé), et non un comportement spécifique de réponse de la part de l'enquêté (par exemple la tendance qu'ont certaines personnes à se plaindre de leur état, quel qu'il soit).

Les deux chapitres qui constituent cette deuxième partie s'inscrivent dans la littérature visant à tester la validité des variables subjectives en mesurant leur sensibilité aux conditions de collecte : formulation des questions, place dans le questionnaire, thématique de celui-ci... Ils mobilisent la technique dite du *split sample*. Cette technique consiste à séparer aléatoirement en plusieurs groupes l'échantillon des personnes interrogées. On propose ensuite à chaque groupe une version différente du questionnaire, le plus souvent afin de tester l'effet d'une variation de la formulation des questions ou de l'ordre des modalités de réponse. La particularité de ces analyses est d'utiliser cette technique de *split sample* sur des échantillons de grande taille, représentatifs de la population française ou européenne, là où de nombreuses études, notamment en psychologie sociale, travaillent à partir d'échantillons de petite taille, avec des profils bien particuliers (le plus souvent des étudiants). Cette spécificité permet de conduire des analyses sur des sous-échantillons, afin de mesurer si l'effet des conditions de collecte diffère entre les sous-populations, et non seulement si les conditions de collecte ont un impact sur le niveau global de l'indicateur analysé.

Pour les deux variables étudiées - la santé subjective et le renoncement aux soins pour raisons financières, les informations collectées dans les enquêtes sont assez sensibles (pour la santé subjective) ou même très sensibles (pour le renoncement aux soins) aux conditions de collecte. Nous en tirons les conclusions pour l'analyse qui peut être faite de ces indicateurs dans le débat public et pour les chercheurs mobilisant ces variables.

Ces travaux pourraient être poursuivis avec des méthodes similaires en étudiant d'autres variables largement utilisées dans la littérature, par exemple les limitations d'activité déclarées, qui permettent de construire l'espérance de vie en bonne santé.

Par ailleurs, d'autres méthodes pourraient être mobilisées pour étudier la fiabilité des variables subjectives utilisées en économie de la santé. Pour traiter de la problématique spécifique de la subjectivité des variables collectées, il est par exemple courant de recourir à la méthode des vignettes, qui pourrait être très utilement mobilisée ici. En matière de renoncement aux soins, des études visant à étudier les liens entre renoncement subjectif et des indicateurs objectifs de santé et de consommation médicale pourraient également enrichir l'analyse présentée dans cette thèse.

Bibliographie

- Acquilino, W. S. (1994). « Interview mode effects in surveys of drug and alcohol use ». In : *Public Opinion Quarterly* 58, p. 210–240.
- Aeberhardt, R., V. Chiodi, B. Crépon, M. Gaini, L. Gilles, N. Guisse et A. Vicard (2014). *Revenu contractualisé d'autonomie : rapport final d'évaluation*. Fonds d'expérimentation pour la jeunesse.
- Ahn, N. (2002). « Assessing self-assessed health data ». In : *mimeo*.
- Allin, S., M. Grignon et J. Le Grand (2010). « Subjective unmet need and utilization of health care services in Canada : what are the equity implications ? » In : *Social Science & Medicine* 70.3, p. 465–472.
- Allin, S. et C. Masseria (2009). « Unmet need as an indicator of health care access ». In : *Eurohealth* 15.3, p. 7.
- Ananian, S. et O. Calavrezo (2012). *Les trajectoires salariales des jeunes entrés sur le marché du travail entre 1995 et 2002 selon leur premier salaire*. Document d'études. Dares.
- Angrist, J. D., G. W. Imbens et D. B. Rubin (1996). « Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables ». In : *Journal of the American Statistical Association* 91.434, p. 444–455.
- Angrist, J. et J. Pischke (2009). *Mostly Harmless Econometrics : An Empiricist's Companion*. Princeton University Press.
- Anne, D. et Y. L'Horty (2002). « Transferts sociaux locaux et retour à l'emploi ». In : *Économie et statistique* 357.1, p. 49–78.
- Apouey, B. H. et P.-Y. Geoffard (2014). « Child health and access to health care in France : Evidence on the role of family income ». In : *Revue d'épidémiologie et de santé publique* 62.3, p. 179–190.
- Ardilly, P. (2010). *Éléments sur la précision des sondages. Annexe 2 du Rapport d'information au Sénat sur les sondages n° 54*.
- Ariely, D., U. Gneezy, G. Loewenstein et N. Mazar (2009). « Large Stakes and Big Mistakes ». In : *Review of Economic Studies* 76.2, p. 451–469.
- Arnold, C. et J. Rochut (2013). « L'accompagnement des bénéficiaires du revenu de solidarité active (RSA) ». In : *Dares Analyses* 8.

- Arulampalam, W. (2001). « Is unemployment really scarring ? Effects of unemployment experiences on wages ». In : *The Economic Journal* 111.475, p. 585–606.
- Arulampalam, W., A. L. Booth et M. P. Taylor (2000). « Unemployment persistence ». In : *Oxford Economic Papers* 52.1, p. 24.
- Arulampalam, W., P. Gregg et M. Gregory (2001). « Unemployment scarring ». In : *The Economic Journal* 111.475, p. 577–584.
- Askenazy, P. (2005). « Sur les sources de l'intensification ». In : *Revue économique* 56.2, 217236.
- Babcock, L., W. Congdon, L. Katz et S. Mullainathan (2012). « Notes on behavioral economics and labor market policy ». In : *IZA Journal of Labor Policy* 1.1, p. 1–14.
- Baird, S., C. McIntosh et B. Özler (2011). « Cash or Condition ? Evidence from a Cash Transfer Experiment ». In : *The Quarterly Journal of Economics* 126.4, p. 1709–1753.
- Baker, G., M. Gibbs et B. Holmstrom (1994). « The Wage Policy of a Firm ». In : *The Quarterly Journal of Economics* 109.4, p. 921–955.
- Baker, M., M. Stabile et C. Deri (2004). « What do self-reported, objective, measures of health measure ? » In : *Journal of Human Resources* 39.4, p. 1067–1093.
- Bargain, O. (2004). « Aides au retour à l'emploi et activité des femmes en couple ». In : *Revue de l'OFCE* 1, p. 59–87.
- Bargain, O. et K. Doorley (2011). « Caught in the trap ? Welfare's disincentive and the labor supply of single men ». In : *Journal of Public Economics* 95.9, p. 1096–1110.
- Bargain, O. et I. Terraz (2003). « Évaluation et mise en perspective des effets incitatifs et redistributifs de la Prime pour l'Emploi ». In : *Economie & prévision* 4, p. 121–147.
- Bargain, O. et A. Vicard (2014). « Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans ». In : *Economie et statistique*.
- Barrera-Orsorio, F., M. Bertrand, L. L. Linden et F. Perez-Calle (2011). « Improving the Design of Conditional Transfer Programs : Evidence from a Randomized Education Experiment in Colombia ». In : *American Economic Journal : Applied Economics* 3.2, p. 167–95.
- Baudelot, C. (1988). « La jeunesse n'est plus ce qu'elle était : les difficultés d'une description ». In : *Revue économique*, p. 189–224.
- Beale, I., C. Bloss et A. Thomas (2008). « The longer-term impact of the New Deal for Young People ». In : *Department for Work and Pensions Working Paper* 23.
- Beaudry, P. et J. DiNardo (1991). « The Effect of Implicit Contracts on the Movement of Wages Over the Business Cycle : Evidence from Micro Data ». In : *Journal of Political Economy* 99.4, p. 665–688.

- Bedard, K. et D. A. Herman (2008). « Who goes to graduate at professional school ? The importance of economic fluctuations, undergraduate field, and ability ». In : *Economics of Education Review* 27.2, p. 197–210.
- Beebe, T. J., S. M. Jenkins, K. J. Anderson, M. E. Davern et T. H. Rockwood (2008). « The effects of survey mode and asking about future intentions on self-reports of colorectal cancer screening ». In : *Cancer Epidemiology Biomarkers & Prevention* 17.4, p. 785–790.
- Beebe, T. J., J. Y. Ziegenfuss, S. M. Jenkins, K. A. Lackore et T. P. Johnson (2014). « Survey mode and asking about future intentions did not impact self-reported colorectal cancer screening accuracy ». In : *BMC medical research methodology* 14.1, p. 19.
- Beffy, M., M. Buchinsky, D. Fougère, T. Kamionka et F. Kramarz (2006). *The returns to seniority in France (and why are they lower than in the United States ?)* IZA Discussion Papers.
- Beffy, M., D. Fougère et A. Maurel (2012). « Choosing the Field of Study in Post-secondary Education : Do Expected Earnings Matter ? » In : *The Review of Economics and Statistics* 94.1, p. 334–347.
- Behaghel, L., B. Crépon et M. Gurgand (2014). « Private and Public Provision of Counseling to Job Seekers : Evidence from a Large Controlled Experiment ». In : *American Economic Journal : Applied Economics* 6.4, p. 142–74.
- Behaghel, L., B. Crepon, M. Gurgand et T. Le-Barbanchon (2015). « Please Call Again : Correcting Non-Response Bias in Treatment Effect Models ». In : *Review of Economics and Statistics* Forthcoming.
- Bell, D. et D. G. Blanchflower (2011). « Young people and the Great Recession ». In : *Oxford Review of Economic Policy* 27.2, p. 241–267.
- Bell, R. et F. McCaffrey (2002). « Bias reduction in Standard Errors for Linear Regression with Multi-Stage Sample ». In : *Survey Methodology* 28.2, p. 169–181.
- Benabou, R. et J. Tirole (2003). « Intrinsic and extrinsic motivation ». In : *The Review of Economic Studies* 70.3, p. 489–520.
- Betcherman, G., M. Godfrey, S. Puerto, F. Rother et A. Stavreska (2007). « A review of interventions to support young workers : Findings of the youth employment inventory ». In : *World Bank Social Protection Discussion Paper* 715.
- Betts, J. R. et L. L. McFarland (1995). « Safe port in a storm : The impact of labor market conditions on community college enrollments ». In : *The Journal of Human Resources* 30.4, p. 741–765.
- Biagi, F. et C. Lucifora (2008). « Demographic and education effects on unemployment in Europe ». In : *Labour Economics* 15.5, 10761101.
- Biavaschi, C., W. Eichhorst, C. Giuliatti, M. Kendzia, A. Muravyev, J. Pieters, N. Rodriguez Planas, R. Schmidl et K. Zimmermann (2012). « Youth unemployment and vocational training ». In : *IZA Discussion Paper*.

- Biewen, M. et S. Steffes (2010). « Unemployment persistence : Is there evidence for stigma effects ? » In : *Economics Letters* 106.3, p. 188–190.
- BIT (2012). *La crise de l'emploi des jeunes : Appel à l'action*. Résolution et conclusions de la 101^e session de la Conférence internationale du Travail. Genève : Bureau international du travail (BIT).
- (2013). « Youth guarantees : a response to the youth employment crisis ». In : *Employment Policy Brief*.
- Black, D. A., J. A. Smith, M. C. Berger et B. J. Noel (2003). « Is the Threat of Reemployment Services More Effective Than the Services Themselves ? Evidence from Random Assignment in the UI System ». In : *American Economic Review* 93.4, p. 1313–1327.
- Bloom, H. S. (1984). « Accounting for No-Shows in Experimental Evaluation Designs ». In : *Evaluation Review* 8.2, p. 225–246. eprint : <http://erx.sagepub.com/content/8/2/225.full.pdf+html>.
- (1995). « Minimum Detectable Effects : A Simple Way to Report the Statistical Power of Experimental Designs ». In : *Evaluation Review* 19.5, p. 547–556.
- Bloom, H. S., L. L. Orr, S. H. Bell, G. Cave, F. Doolittle, W. Lin et J. M. Bos (1997). « The Benefits and Costs of JTPA Title II-A Programs : Key Findings from the National Job Training Partnership Act Study ». In : *Journal of Human Resources* 32.3, p. 549–576.
- Blundell, R., A. Duncan, J. McCrae et C. Meghir (2000). « The labour market impact of the working families' tax credit ». In : *Fiscal Studies* 21.1, p. 75–104.
- Blundell, R. et T. MaCurdy (1999). « Labor supply : A review of alternative approaches ». In : *Handbook of labor economics* 3, p. 1559–1695.
- Boffy-Ramirez, E., B. Hansen et H. Mansour (2010). *The effect of business cycles on educational attainment*.
- Bound, J. (1989). *Self-Reported vs. Objective Measures of Health in Retirement Models*. Working Paper 2997. National Bureau of Economic Research.
- Bourguignon, F. (2011). *Comité national d'évaluation du RSA : rapport final*. Paris : Comité national d'évaluation du revenu de solidarité active.
- Bourguignon, F. (1997). *Fiscalité et redistribution*. Conseil d'Analyse Économique.
- Bowling, A. (2005). « Just one question : If one question works, why ask several ? » In : *Journal of Epidemiology and Community Health* 59.5, p. 342–345.
- Bowling, A. et J. Windsor (2008). « The effects of question order and response-choice on self-rated health status in the English Longitudinal Study of Ageing (ELSA) ». In : *Journal of epidemiology and community health* 62.1, p. 81–85.
- Briard, P. et O. Sautory (2012). « Évaluation de l'impact du Revenu de Solidarité Active (RSA) sur l'offre de travail ». In : *Document de travail DARES* 171.

- Brunner, B. et A. Kuhn (2010). *The Impact of Labor Market Entry Conditions on Initial Job Assignment, Human Capital Accumulation, and Wages*. IZA Discussion Papers 5360. Institute for the Study of Labor (IZA).
- Bruno, C. et S. Cazes (1997). « Le chômage des jeunes en France : un état des lieux ». In : *Revue de l'OFCE* 62.1, p. 75–107.
- Bunel, M. et Y. L'Horty (2011). « Pourquoi est-il si difficile d'évaluer les politiques publiques ? » In : *Reflets et perspectives de la vie économique* 1, p. 23–31.
- Burgess, S., C. Propper, H. Rees et A. Shearer (2003). « The class of 1981 : the effects of early career unemployment on subsequent unemployment experiences ». In : *Labour Economics* 10.3, p. 291–309.
- Cahuc, P., S. Carcillo, U. Rinne et K. F. Zimmermann (2013). « Youth unemployment in old Europe : the polar cases of France and Germany ». In : *IZA Journal of European Labor Studies* 2.1, p. 18.
- Carbonnier, C. (2008). *Spouse labor supply : fiscal incentive and income effect, evidence from French fully joint income tax system*. THEMA working paper. Université de Cergy-Pontoise.
- Card, D. et T. Lemieux (2001). « Dropout and Enrollment Trends in the Postwar Period : What Went Wrong in the 1970s ? » In : *Risky Behavior among Youths : An Economic Analysis*. NBER Chapters. National Bureau of Economic Research, Inc, p. 439–482.
- Card, D., J. Kluve et A. Weber (2010). « Active Labour Market Policy Evaluations : A Meta-Analysis ». In : *Economic Journal* 120.548, F452–F477.
- (2015). *What works ? A meta analysis of recent active labor market program evaluations*. National Bureau of Economic Research.
- Cavalieri, M. (2013). « Geographical variation of unmet medical needs in Italy : a multivariate logistic regression analysis ». In : *Int J Health Geogr* 12.1, p. 27.
- Chaupain-Guillot, S. et O. Guillot (2014). « Health system characteristics and unmet care needs in Europe : an analysis based on EU-SILC data ». In : *The European Journal of Health Economics*, p. 1–16.
- Chemin, M. et E. Wasmer (2012). *Ex-ante and ex-post evaluation of the 1989 French welfare reform using a natural experiment : the 1908 social laws in Alsace-Moselle*.
- Christian, M. S. (2007). « Liquidity constraints and the cyclicity of college enrollment in the United States ». In : *Oxford Economic Papers* 59.1, p. 141.
- Clark, A. E. et A. Vicard (2007). « Conditions de collecte et santé subjective : une analyse sur données européennes ». In : *Economie et statistique* 403.1, p. 143–163.
- Clerc, M., O. Monso et E. Pouliquen (2011). « Les inégalités entre générations depuis le baby-boom ». In : *Dossier, l'économie française*.

- Cochard, M., G. Cornilleau et E. Heyer (2010). « Les marchés du travail dans la crise ». In : *Economie et statistique* 438.1, p. 181–204.
- Cochard, M., B. Junod-Mesqui, F. Arnaud et S. Vermare (2008). « Les effets incitatifs de la prime pour l'emploi : une évaluation difficile ». In : *Économie et statistique* 412.
- Commission européenne (2010). *Youth on the Move An initiative to unleash the potential of young people to achieve smart, sustainable and inclusive growth in the European Union*. Communication from the Commission to the European Parliament, the Council, the European Economic and Social Committee and the Committee of the Regions.
- Conti, G. et S. Pudney (2011). « Survey design and the analysis of satisfaction ». In : *Review of Economics and Statistics* 93.3, p. 1087–1093.
- Coudin, E. et M. Beffy (2007). « Les quatre saisons de l'emploi : une partition pour étudiants ». In : *Insee-Première* 1119.
- Crépon, B., E. Duflo, M. Gurgand, R. Rathelot et P. Zamora (2013). « Do Labor Market Policies have Displacement Effects? Evidence from a Clustered Randomized Experiment ». In : *The Quarterly Journal of Economics* 128.2, p. 531–580.
- Crossley, T. F. et S. Kennedy (2002). « The reliability of self-assessed health status ». In : *Journal of health economics* 21.4, p. 643–658.
- Cummings, P. (2009). « Methods for estimating adjusted risk ratios ». In : *Stata Journal* 9.2, p. 175.
- Cunha, F., J. J. Heckman et L. Lochner (2006). « Interpreting the Evidence on Life Cycle Skill Formation ». In : sous la dir. d'E. Hanushek et F. Welch. T. 1. *Handbook of the Economics of Education*. Elsevier. Chap. 12, p. 697–812.
- Danzin, É., V. Simonnet et D. Trancart (2012). *Les effets du RSA sur le taux de retour à l'emploi des bénéficiaires*. Rapport de recherche du Centre d'études de l'emploi (rapport pour le Comité national d'évaluation du RSA) 73.
- Dares (2011). *Synthèse des principales données relatives à l'emploi des jeunes et à leur insertion*. Document d'études de la Dares 166.
- (2014). *Le contrat d'insertion dans La vie sociale (Civis) en 2011 et 2012*.
- Davie, E. et M. Mazuy (2011). « Women's fertility and educational level in France : Evidence from the annual census surveys ». In : *Population (english edition)* 65.3, p. 415–449.
- Davoine, L. (2005). « Le new deal for young people : des évaluations contrastées ». In : *Travail et emploi* 101.
- De Looper, M. et G. Lafortune (2009). « Measuring disparities in health status and in access and use of health care in OECD countries ». In :

- Degorre, A., D. Martinelli et C. Prost (2009). « Accès à l'emploi et carrière : le rôle de la formation initiale reste déterminant ». In : *Insee Références Formations et Emploi*.
- Dellas, H. et P. Sakellaris (2003). « On the cyclicalité of schooling : theory and evidence ». In : *Oxford Economic Papers* 55.1, p. 148.
- Demailly, D. et A. Chamkhi (2012). « Les emplois rémunérés sur la base du Smic en 2010 : souvent faiblement qualifiés, à temps partiel et à durée déterminée ». In : *Dares Analyses-Dares Indicateurs* 12.1.
- Deroyon, T., M. Hennion, G. Maigne et L. Ricroch (2008). « L'influence des incitations financières sur le retour à l'emploi des bénéficiaires du RMI ». In : *RMI, l'état des lieux, 1988-2008*. Ed. La Découverte. Lelièvre et Nauze-Fichet.
- Desprès, C. (2013a). « Négocier ses besoins dans un univers contraint. Le renoncement aux soins en situation de précarité ». In : *Anthropologie & Santé. Revue internationale francophone d'anthropologie de la santé* 6.
- (2013b). « Significations du renoncement aux soins : une analyse anthropologique ». In : *Sciences sociales et santé* 31.2, p. 71–96.
- Desprès, C., P. Dourgnon, R. Fantin et F. Jusot (2011a). « Le renoncement aux soins pour raisons financières : une approche économétrique ». In : *Irdes, Questions d'économie de la santé* 170.
- (2011b). « Le renoncement aux soins : une approche socio-anthropologique ». In : *Questions d'économie de la santé* 169, p. 1–7.
- Desrosières, A. (2007). « Comparer l'incomparable. Essai sur les usages sociaux des probabilités et des statistiques ». In : *Touffut JP (éd), La société du probable. Les mathématiques sociales après Augustin Cournot, Albin Michel, Paris*, 163200.
- Dorsett, R. (2006). « The new deal for young people : effect on the labour market status of young men ». In : *Labour Economics* 13.3, p. 405–422.
- Dourgnon, P., F. Jusot et R. Fantin (2012). « Payer nuit gravement à la santé : une étude de l'impact du renoncement financier aux soins sur l'état de santé ». In : —.
- Durier, S. (2006). « Les progrès de la scolarisation des jeunes de 1985 à 2003 ». In : *Données sociales-La société française*.
- Edwards, L. N. (1976). « School retention of teenagers over the business cycle ». In : *The Journal of Human Resources* 11.2, p. 200–208.
- Eichhorst, W., T. Boeri, A. De Coen, V. Galasso, M. J. Kendzia et N. Steiber (2013). *How to Combine the Entry of Young People in the Labour Market with the Retention of Older Workers ?* IZA Discussion Paper.
- Eichhorst, W., H. Hinte et U. Rinne (2013). « Youth unemployment in Europe : what to do about it ? » In : *IZA Policy Paper* 65.
- Eriksson, S. et D.-O. Rooth (2011). « Do Employers Use Unemployment as a sorting Criterion When Hiring ? Evidence from a Field Experiment ». In : *IZA Discussion paper* 6235.

- Etilé, F. et C. Milcent (2006). « Income-related reporting heterogeneity in self-assessed health : evidence from France ». In : *Health economics* 15.9, p. 965–981.
- Fabre, V. et A. Vicard (2009). *Que faut-il faire pour aider les allocataires du RMI à retrouver un emploi ? Le point de vue des bénéficiaires*. 2009-27.2. Dares.
- Fondeur, Y. et C. Minni (2004). « L'emploi des jeunes au coeur des dynamiques du marché du travail ». In : *Economie et statistique* 378.1, p. 85–104.
- Fougère, D., F. Kramarz et J. Pouget (2009). « Youth unemployment and crime in France ». In : *Journal of the European Economic Association* 7.5, p. 909–938.
- Gaini, M., A. Leduc et A. Vicard (2012a). *A scarred generation ? French evidence on young people entering into a tough labour market*. Institut National de la Statistique et des Etudes Economiques, DESE.
- Gaini, M., A. Leduc et A. Vicard (2012b). *School as a shelter ? School-leaving age and the business cycle in France*. INSEE Discussion Papers, forthcoming. National Institute of Statistics et Econmic Studies (INSEE).
- Gaini, M., A. Leduc et A. Vicard (2013). « School as a shelter ? School leaving-age and the business cycle in France ». In : *Annals of Economics and Statistics* 111.
- (2014). « Peut-on parler de « générations sacrifiées » ? Entrer sur le marché du travail dans une période de mauvaise conjoncture économique ». In : *Economie et statistique* 462, p. 5–23.
- Gallo, J. L., Y. L'Horty et P. Petit (2014). « Does subsidising young people to learn to drive promote social inclusion ? Evidence from a large controlled experiment in France ». In : *TEPP WorkingPaper* <http://ideas.repec.org/p/tep/teppwp/wp14-15> 2014-15.
- Garrouste, C. et M. Godard (2015). « The lasting health impact of leaving school in a bad economy : Britons in the 1970s recession ». In : *Document de travail 1509 du Cepremap*.
- Gauthier, S. (2008). *Assistance et emploi : Les allocataires du RMI face aux politiques de l'emploi*. Economica.
- Gelber, A., A. Isen et J. B. Kessler (2014). *The Effects of Youth Employment : Evidence from New York City Summer Youth Employment Program Lotteries*. Working Paper 20810. National Bureau of Economic Research.
- Genda, Y., A. Kondo et S. Ohta (2010). « Long-Term Effects of a Recession at Labor Market Entry in Japan and the United States ». In : *The Journal of Human Resources* 45.1.
- Giorgi, G. (2005). « The New Deal for Young People Five Years On ». In : *Fiscal Studies* 26.3, p. 371–383.
- Gmel, G. (2000). « The effect of mode of data collection and of non-response on reported alcohol consumption : a split-sample study in Switzerland ». In : *Addiction* 95.1, p. 123–134.

- González, L. (2008). « Single mothers, welfare, and incentives to work ». In : *Labour* 22.3, p. 447–468.
- Gregg, P. (2001). « The impact of youth unemployment on adult unemployment in the NCDS ». In : *The Economic Journal* 111.475, p. 626–653.
- Gregg, P. et E. Tominey (2005). « The wage scar from male youth unemployment ». In : *Labour Economics* 12.4, p. 487–509.
- Grémy, J.-P. (1987). « Les expériences françaises sur la formulation des questions d'enquête : Résultats d'un premier inventaire ». In : *Revue française de sociologie*, p. 567–599.
- Grol-Prokopczyk, H., E. Verdes-Tennant, M. McEniry et M. Ispany (2015). « Promises and Pitfalls of Anchoring Vignettes in Health Survey Research ». In : *Demography*, p. 1–26.
- Gueron, J. M. (1990). « Work and Welfare : Lessons on Employment Programs ». In : *Journal of Economic Perspectives* 4.1, p. 79–98.
- Guessous, I., J.-M. Gaspoz, J. M. Theler et H. Wolff (2012). « High prevalence of forgoing healthcare for economic reasons in Switzerland : a population-based study in a region with universal health insurance coverage ». In : *Preventive medicine* 55.5, p. 521–527.
- Guisse, N. et L. Gilles (2014). *Évaluation qualitative du Revenu contractuelisé d'autonomie (RCA)*. Rapport du Credoc n°309.
- Gurgand, M. et D. N. Margolis (2008). « Does work pay in France ? Monetary incentives, hours constraints, and the guaranteed minimum income ». In : *Journal of Public Economics* 92.7, p. 1669–1697.
- Hagneré, C. et A. Trannoy (2001). « L'impact conjugué de trois ans de réforme sur les trappes à inactivité ». In : *Economie et statistique* 346.1, p. 161–185.
- Hahn, J., P. Todd et W. Van der Klaauw (2001). « Identification and estimation of treatment effects with a regression-discontinuity design ». In : *Econometrica* 69.1, p. 201–209.
- HCAAM (2013). *Les principes de solidarité de l'assurance maladie*.
- Heckman, J. J., R. J. Lalonde et J. A. Smith (1999). « The economics and econometrics of active labor market programs ». In : *Handbook of Labor Economics*. Sous la dir. d'O. Ashenfelter et D. Card. T. 3. Handbook of Labor Economics. Elsevier. Chap. 31, p. 1865–2097.
- Heckman, J. J. et J. A. Smith (2004). « The Determinants of Participation in a Social Program : Evidence from a Prototypical Job Training Program ». In : *Journal of Labor Economics* 22.2, p. 243–298.
- Heckman, J., N. Hohmann, J. Smith et M. Khoo (2000). « Substitution And Dropout Bias In Social Experiments : A Study Of An Influential Social Experiment ». In : *The Quarterly Journal of Economics* 115.2, p. 651–694.

- Heller, S. B. (2014). « Summer Jobs Reduce Violence Among Disadvantaged Youth ». In : *Science* 346.
- Horace, W. C. et R. L. Oaxaca (2003). *Old wine in new bottles : A sequential estimation technique for the LPM*. Syracuse University working paper.
- Horusitzky, P., K. Julienne et M. Lelièvre (2006). « Un panorama des minima sociaux en Europe ». In : *Études et Résultats*. Drees 464.
- Hyslop, D. et S. Stillman (2007). « Youth minimum wage reform and the labour market in New Zealand ». In : *Labour Economics* 14.2, p. 201–230.
- Imbens, G. W. et T. Lemieux (2008). « Regression discontinuity designs : A guide to practice ». In : *Journal of Econometrics* 142.2, p. 615–635.
- Imbens, G. W. et D. B. Rubin (1997). « Estimating Outcome Distributions for Compliers in Instrumental Variables Models ». In : *Review of Economic Studies* 64.4, p. 555–74.
- Ivry, R. et F. Doolittle (2003). *Improving the Economic and Life Outcomes of At-Risk Youth*.
- Jensen, R. (2010). « The (perceived) returns to education and the demand for schooling ». In : *The Quarterly Journal of Economics* 125.2, p. 515–548.
- Johnson, T., D. O'Rourke et E. Severns (1998). « Effects of question context and response order on attitude questions ». In : *Survey Research Laboratory, University of Illinois*.
- Jürges, H. (2005). « Cross-country differences in general health ». In : *Health, Ageing and Retirement in Europe First Results from the Survey of Health, Ageing and Retirement in Europe*. Mannheim : MEA, p. 95–101.
- (2007). « True health vs response styles : exploring cross-country differences in self-reported health ». In : *Health economics* 16.2, p. 163–178.
- Jusot, F. (2012). « Les récessions sont-elles vraiment mauvaises pour la santé ? » In : *Les Tribunes de la santé* 36.3, p. 73–80.
- Kahn, L. B. (2010). « The long-term labor market consequences of graduating from college in a bad economy ». In : *Labour Economics* 17.2, p. 303–316.
- Kling, J. R., J. B. Liebman et L. F. Katz (2007). « Experimental Analysis of Neighborhood Effects ». In : *Econometrica* 75.1, p. 83–119.
- Kohler, H.-P., F. C. Billari et J. A. Ortega (2002). « The emergence of lowest low fertility in Europe during the 1990s ». In : *Population and development review* 28.4, p. 641–680.
- Koolman, X. (2007). « Unmet need for health care in Europe ». In : *Comparative EU statistics on income and living conditions : issues and challenges. Proceedings of the EU-SILC conference*.
- Kwon, I., E. M. Milgrom et S. Hwang (2010). « Cohort Effects in Promotions and Wages : Evidence from Sweden and the United States ». In : *Journal of Human Resources* 45.3, p. 772.

- LaLonde, R. J. (2003). « Employment and Training Programs ». In : *Means-Tested Transfer Programs in the United States*. NBER Chapters. National Bureau of Economic Research, Inc, p. 517–586.
- Lardjane, S. et P. Dourgnon (2007). « Les comparaisons internationales d'état de santé subjectif sont-elles pertinentes ? Une évaluation par la méthode des vignettes-étalons ». In : *Economie et statistique* 403.1, p. 165–177.
- Laroque, G. et B. Salanié (2002). « Labour market institutions and employment in France ». In : *Journal of Applied Econometrics* 17.1, p. 25–48.
- Laurent, T. et Y. L'Horty (2000). « Réforme du RMI et incitations à l'emploi : une mise en perspective ». In : *document de travail EPEE, Université d'Evry*.
- Le Rhun, B. et C. Minni (2012). « Évolution récente de l'insertion des jeunes sur le marché du travail selon le niveau de diplôme ». In : *Dares Analyses* 13.
- Lee, D. S. (2009). « Training, Wages, and Sample Selection : Estimating Sharp Bounds on Treatment Effects ». In : *The Review of Economic Studies* 76.3, p. 1071–1102.
- Lee, D. S. et D. Card (2008). « Regression discontinuity inference with specification error ». In : *Journal of Econometrics* 142.2, p. 655–674.
- Lee, D. S. et T. Lemieux (2010). « Regression Discontinuity Designs in Economics ». In : *The Journal of Economic Literature* 48.2, p. 281–355.
- Lelièvre, M. et E. Nauze-Fichet (2008). *RMI, l'état des lieux, 1988-2008*. Ed. La Découverte.
- Lemieux, T. et K. Milligan (2008). « Incentive effects of social assistance : A regression discontinuity approach ». In : *Journal of Econometrics* 142.2, p. 807–828.
- Lerman, R. (2002). « Helping Out of School Youth Attain Labor Market Success : What We Know and How To Learn More ». In : *Urban Institute*.
- Livre Vert de la Jeunesse (2009). *Commission sur la politique de la jeunesse - Livre vert*.
- Low Pay Commission (2013). *National Minimum Wage : Low Pay Commission Report 2013*. T. 8565. The Stationery Office.
- Ludwig, J., J. R. Kling et S. Mullainathan (2011). *Mechanism experiments and policy evaluations*. National Bureau of Economic Research.
- Lumsdaine, R. L. et A. Exterkate (2013). « How survey design affects self-assessed health responses in the Survey of Health, Ageing, and Retirement in Europe (SHARE) ». In : *European Economic Review* 63, p. 299–307.
- Mansour, H. (2009). *The Career Effects of Graduating from College in a Bad Economy : The Role of Workers' Ability*.
- Marchand, O. (1999). « Youth unemployment in OECD countries : how can the disparities be explained ? » In : *Preparing Youth for the 21st Century : The Transition from Education to the Labour Market*, p. 329–344.

- Margolis, D. N., V. Simonnet et L. Vilhuber (2001). « Early career experiences and later career outcomes : comparing the United States, France and Germany ». In : *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung* 70.1, p. 31–38.
- Mason, A., G. Tapinos, A. Mason et J. Bravo (1997). « The response of fertility and mortality to economic crisis and structural adjustment policy during the 1980s : A review ». In : *Demographic responses to economic adjustment in Latin America*, p. 17–34.
- Mattila, J. P. (1982). « Determinants of male school enrollments : A time-series analysis ». In : *The Review of Economics and Statistics* 64.2, p. 242–251.
- Messer, D. et S. C. Wolter (2010). « Time-to-degree and the business cycle ». In : *Education economics* 18.1, p. 111–123.
- Moffitt, R. (1992). « Incentive Effects of the U.S. Welfare System : A Review ». In : *Journal of Economic Literature* 30.1, p. 1–61.
- Moffitt, R. A. (2003). « The Temporary Assistance for Needy Families Program ». In : *Means-Tested Transfer Programs in the United States*. NBER Chapters. National Bureau of Economic Research, Inc, p. 291–364.
- Mongin, P. (2008). « Sur le revenu de solidarité active ». In : *Revue d'économie politique* 118.4, p. 433–474.
- Moore, D. W. (2002). « Measuring new types of question-order effects : Additive and subtractive ». In : *The Public Opinion Quarterly* 66.1, p. 80–91.
- Mroz, T. A. et T. H. Savage (2006). « The long-term effects of youth unemployment ». In : *Journal of Human Resources* 41.2, p. 259.
- Neumark, D. et W. Wascher (2004). « Minimum wages, labor market institutions, and youth employment : a cross-national analysis ». In : *Industrial & labor relations review* 57.2, p. 223–248.
- Nicholls, M. E., C. A. Orr, M. Okubo et A. Loftus (2006). « Satisfaction Guaranteed The Effect of Spatial Biases on Responses to Likert Scales ». In : *Psychological Science* 17.12, p. 1027–1028.
- Nichols, A. et J. Rothstein (2015). *The Earned Income Tax Credit (EITC)*. Working Paper 21211. National Bureau of Economic Research.
- Nilsen, O. A. et K. H. Reiso (2011). *Scarring effects of unemployment*.
- O'Donoghue, T. et M. Rabin (2001). « Risky Behavior among Youths : Some Issues from Behavioral Economics ». In : *Risky Behavior among Youths : An Economic Analysis*. NBER Chapters. National Bureau of Economic Research, Inc, p. 29–68.
- Oreopoulos, P., T. von Wachter et A. Heisz (2012). « The Short- and Long-Term Career Effects of Graduating in a Recession ». In : *American Economic Journal : Applied Economics* 4.1, p. 1–29.
- Pereira, S. C. (2003). « The impact of minimum wages on youth employment in Portugal ». In : *European Economic Review* 47.2, p. 229–244.

- Perugini, C. et M. Signorelli (2010). « Youth labour market performance in European regions ». In : *Economic change and restructuring* 43.2, 151-185.
- Piketty, T. (1998). « L'impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels : une estimation pour le cas français ». In : *Économie & prévision* 132.1, p. 1-35.
- (2005). « Impact de l'Allocation parentale d'éducation sur l'activité féminine et la fécondité en France ». In : *Histoires de familles, histoires familiales* 156, p. 79-109.
- Ponthieux, S. (1997). « Débuter dans la vie active au milieu des années quatre-vingt-dix : des conditions qui se dégradent ». In : *Economie et statistique* 304.1, p. 37-51.
- Prévost, J.-B. (2012). *L'emploi des jeunes*. Avis du Conseil économique, social et environnemental 16. Paris : Conseil économique, social et environnemental (CESE).
- Pudney, S. (2010). *An experimental analysis of the impact of survey design on measures and models of subjective wellbeing*. ISER Working Paper Series.
- Quintini, G., J. P. Martin et S. Martin (2007). *The Changing Nature of the School-to-Work Transition Process in OECD Countries*. IZA Discussion Papers 2582. Institute for the Study of Labor (IZA).
- Quintini, G. et S. Martin (2006). *Starting well or losing their way ? : the position of youth in the labour market in OECD countries*. OECD Publishing.
- Raaum, O. et K. Roed (2006). « Do Business Cycle Conditions at the Time of Labor Market Entry Affect Future Employment Prospects ? » In : *The Review of Economics and Statistics* 88.2, p. 193-210.
- Renahy, E., I. Parizot, J. Vallée et P. Chauvin (2011). « Le renoncement aux soins pour raisons financières dans l'agglomération parisienne : déterminants sociaux et évolution entre 2005 et 2010. » In :
- Royer, J.-F. (2011). « Évaluation des effets des brusques fermetures d'établissements sur les trajectoires salariales ». In : *Economie et statistique* 446.1, p. 45-65.
- Salomon, J. A., A. Tandon et C. J. Murray (2004). « Comparability of self rated health : cross sectional multi-country survey using anchoring vignettes ». In : *Bmj* 328.7434, p. 258.
- Scarpetta, S., A. Sonnet et T. Manfredi (2010). « Rising youth unemployment during the crisis. How to prevent negative long-term consequences on a generation ? » In : *OECD Social, Employment, and Migration working papers, Paris* 106, p. 1-27.
- Schochet, P. Z., J. Burghardt et S. McConnell (2008). « Does Job Corps Work ? Impact Findings from the National Job Corps Study ». In : *American Economic Review* 98.5, p. 1864-86.
- Scholz, J. K. et K. Levine. « The evolution of income support policy in recent decades ». In : *Understanding Poverty*. Harvard University Press and Russell Sage. Danziger et Haveman.

- Schwarz, N. (1999). « Self-reports : how the questions shape the answers. » In : *American psychologist* 54.2, p. 93.
- Schwarz, N., R. M. Groves et H. Schuman (1998). *Survey methods*. McGraw-Hill.
- Schwarz, N. et F. Strack (1999). « Reports of subjective well-being : Judgmental processes and their methodological implications ». In : *Well-being : The foundations of hedonic psychology*, p. 61–84.
- Simonnet, V. et E. Danzin (2014). « L'effet du RSA sur le taux de retour à l'emploi des allocataires. Une analyse en double différence selon le nombre et l'âge des enfants ». In : *Economie et Statistique* 467-468, p. 91–116.
- Simonnet, V. et V. Ulrich (2000). « La formation professionnelle et l'insertion sur le marché du travail : l'efficacité du contrat d'apprentissage ». In : *Économie et statistique* 337.1, p. 81–95.
- Siu, J. et B. Trendle (2007). « The labour market and post-compulsory school participation decision of 17 year olds in Queensland and Australia ». In :
- Skans, O. N. (2010). *Scarring Effects of the First Labor Market Experience*. IZA.
- Spinnewijn, J. (2015). « Unemployed But Optimistic : Optimal Insurance Design With Biased Beliefs ». In : *Journal of the European Economic Association* 13.1, p. 130–167.
- Stancanelli, E. G. (2008). « Evaluating the impact of the French tax credit on the employment rate of women ». In : *Journal of Public Economics* 92.10, p. 2036–2047.
- Stevens, K. (2007). « Adverse Economic Conditions at Labour Market Entry : Permanent Scars or Rapid Catch-up ». In : *Department of Economics, University College London, Job Market Paper*.
- Stinebrickner, T. R. et R. Stinebrickner (2007). *The Effect of Credit Constraints on the College Drop-Out Decision A Direct Approach Using a New Panel Study*. Working Paper 13340. National Bureau of Economic Research.
- Strack, F. et N. Schwarz (2007). « Asking questions : Measurement in the social sciences ». In : *Psychologys territories : Historical and contemporary perspectives from different disciplines*, p. 225–250.
- Tversky, A. et D. Kahneman (1981). « The Framing of Decisions and the Psychology of Choice ». In : *Science* 211, p. 453–458.
- Van der Velden, R. K. et M. H. Wolbers (2003). « The integration of young people into the labour market : the role of training systems and labour market regulation ». In : *Transitions from education to work in Europe. The integration of youth into EU labour markets*, 186211.
- Van Soest, A., L. Delaney, C. Harmon, A. Kapteyn et J. P. Smith (2011). « Validating the use of anchoring vignettes for the correction of response scale differences in subjective questions ». In : *Journal of the Royal Statistical Society : Series A (Statistics in Society)* 174.3, p. 575–595.

Wacholder, S. (1986). « Binomial regression in GLIM : estimating risk ratios and risk differences ». In : *American journal of epidemiology* 123.1, p. 174–184.

Table des figures

1.1	Contraintes de budget : illustration pour deux cas-types	41
1.2	Foyers allocataires du RSA fin 2010 (personnes sans enfant)	47
1.3	Taux d'emploi avant et après 25 ans des jeunes célibataires, années RMI 2004-2009	50
1.4	Taux d'emploi avant et après 25 ans des jeunes célibataires, années RMI (2004-2009) et RSA	54
1.5	Proportion de personnes employées à temps partiel parmi les jeunes célibataires ayant au mieux le BEPC, avant et après 25 ans	55
1.6	Taux d'emploi : comparaison entre les EAR et l'enquête Emploi	66
1.7	Taux d'emploi avant et après 25 ans, années RMI vs. années RSA (sans enfant)	67
1.8	Taux d'emploi avant et après 25 ans, années RMI vs. années RSA (tous types familiaux)	68
1.9	Proportion de personnes employées à temps complet parmi les jeunes célibataires ayant au mieux le BEPC, avant et après 25 ans	69
1.10	Taux d'emploi en contrats aidés (hors apprentissage)	70
1.11	Proportion de jeunes ayant des enfants	71
2.1	Montant d'allocation	84
2.2	Carte des missions locales	86
2.3	Participation au programme : abandons - entretiens - contacts avec la ML	96
2.4	Taux d'emploi mois par mois	106
2.5	Robustesse	127

3.1	Proportion of students staying at school and current unemployment rate	136
3.2	Probability of completing one more year of schooling	148
4.1	Taux de chômage des jeunes de 15 à 24 ans (en %)	159
4.2	Autocorrélogramme du taux de chômage des jeunes de 15 à 24 ans . .	160
4.3	Générations 1992-1993 (« malchanceuses ») versus générations 1990-1991 (« de référence ») Comparaison des taux d'emploi et des salaires moyens au cours des 15 premières années sur le marché du travail . .	161
4.4	Générations 1997-1998 (« malchanceuses ») versus générations 1999-2000 (« de référence ») Comparaison des taux d'emploi et des salaires moyens au cours des 15 premières années sur le marché du travail . .	163
4.5	Générations « malchanceuses » versus générations « de référence » Comparaison des taux d'emploi et des salaires moyens au cours des 15 premières années sur le marché du travail	165
4.6	Effet du taux de chômage des jeunes l'année de l'entrée sur le marché du travail sur le taux d'emploi et le salaire réel moyen Effet moyen d'une augmentation d'1 point de pourcentage du taux de chômage selon l'expérience potentielle	168
4.7	Effet du taux de chômage des jeunes l'année de l'entrée sur le marché du travail sur la part de cadres, de personnes en CDI et travaillant à temps complet Effet moyen d'une augmentation d'1 point de pourcentage du taux de chômage selon l'expérience potentielle	170
4.8	Effet du taux de chômage des jeunes l'année de l'entrée sur le marché du travail pour les moins diplômés. Effet moyen d'une augmentation d'1 point de pourcentage du taux de chômage selon l'expérience potentielle	173
4.9	Effet du taux de chômage des jeunes l'année de l'entrée sur le marché du travail pour les plus diplômés. Effet moyen d'une augmentation d'1 point de pourcentage du taux de chômage selon l'expérience potentielle	174
4.10	Effet du taux de chômage des jeunes l'année de l'entrée sur le marché du travail sur le taux d'emploi et le salaire réel moyen. Effet moyen d'une augmentation d'1 point de pourcentage du taux de chômage selon l'expérience potentielle	181
5.1	Caractéristiques sociodémographiques des personnes déclarant avoir renoncé à au moins un soin pour raisons financières au cours des 12 derniers mois, selon le type de formulation adoptée	197

5.2	Taux de renoncement aux soins pour raisons financières selon que le type de soins est décliné d'emblée ou non	198
5.3	Taux de renoncement aux soins pour raisons financières selon que la raison financière est précisée d'emblée ou non	199
5.4	Proportion de personnes déclarant avoir renoncé à au moins un soin pour raisons financières au cours des 12 derniers mois, selon le type de formulation adopté	208
6.1	Architecture du questionnaire Share	217
6.2	L'autodéclaration de l'état de santé (santé « subjective »). Répartition des réponses, selon que la question est placée avant ou après le questionnaire détaillé de santé	219
6.3	Effets marginaux de cinq variables sur la santé subjective	224

Liste des tableaux

1	Données mobilisées et principaux outcomes étudiés dans la thèse, par chapitre	6
1.1	Comparaison du RMI et du RSA (principales différences)	38
1.2	Effet du RMI/RSA sur le taux d'emploi des jeunes ayant au mieux le BEPC	51
1.3	Effet du RMI/RSA sur le taux d'emploi des jeunes ayant au mieux le BEP/CAP	52
1.4	Effet du RMI et du RSA sur le taux d'emploi à temps partiel des jeunes ayant au mieux le BEPC	58
1.5	Effet du RMI et du RSA sur le taux d'emploi : effets cohorte et effets années	72
1.6	Effet du RMI et du RSA sur le taux d'emploi : variation de l'intervalle d'âge	73
2.1	Caractéristiques des jeunes accueillis par les missions locales	81
2.2	Tirage au sort et taux de réponse aux enquêtes	87
2.3	Impact du programme sur la durée de l'accompagnement et les allocations perçues par le jeune	98
2.4	Contenu de l'accompagnement (données administratives)	99
2.5	Appréciation des jeunes sur le programme et la mission locale	101
2.6	Adéquation de l'offre de la mission locale - avril 2012	102
2.7	Formation de capital humain et effort de recherche d'emploi	104
2.8	Qualité de l'emploi	107
2.9	Taux et type d'emploi : Intention de traitement et effet sur les traités	108
2.10	Dépenses en avril 2012	110

2.11	Mobilité et intégration sociale	111
2.12	Revenus en mars 2012 et 2013 (en euros)	115
2.13	Equilibrage : Ech. total et répondants aux enquêtes midline et endline	123
2.14	Robustesse : impact en ITT sur des var. administratives estimées sur plusieurs sous-échantillons	125
2.15	Principaux outcomes (enquêtes) - résultats avec plusieurs méthodes d'estimation	126
2.16	Hétérogénéité – Contraintes financières	128
2.17	Hétérogénéité – Genre	129
2.18	Hétérogénéité – Distance à l'emploi	130
3.1	Logistic regression of the choice of leaving school on unemployment .	141
3.2	Difference of predicted proportion of school leavers between a situa- tion where the unemployment rate rises from 8% to 10% and a situa- tion where the unemployment rate drops from 8% to 6%	142
3.3	Logistic regression of the choice of leaving school on unemployment (various periods, all ages)	144
3.4	Logistic regression of the choice of leaving school on unemployment (various lag or forward of unemployment, all ages)	145
3.5	Logistic regression of the choice of leaving school on unemployment (various unemployment rate, all ages)	146
3.6	Men : Logistic regression of the choice of leaving school on unemploy- ment	150
3.7	Women : Logistic regression of the choice of leaving school on unem- ployment	151
3.8	Father with a low social background : Logistic regression of the choice of leaving school on unemployment	152
3.9	Father with a high social background : Logistic regression of the choice of leaving school on unemployment	153
5.1	Les différentes formulations utilisées pour chacun des 4 sous-échantillons (1)	189
5.2	Les différentes formulations utilisées pour chacun des 4 sous-échantillons (2)	189

5.3	Test d'équilibrage des 4 sous-échantillons (partie 1)	191
5.4	Test d'équilibrage des 4 sous-échantillons (partie 2)	192
5.5	Taux de renoncement aux soins pour raison financière, en fonction de la formulation de la question (écart-type entre parenthèses)	193
5.6	Régression de l'indicatrice de renoncement aux soins pour raisons financières sur les indicatrices d'effet de formulation (OLS)	195
5.7	Les différentes formulations utilisées pour chacun des 4 sous-échantillons	204
5.8	Taux de renoncement aux soins dentaires pour raison financière, en fonction de la formulation de la question (écart-type entre parenthèses)	205
6.1	L'autodéclaration de l'état de santé. Modalités des réponses dans les formulations Rand et Europ	217
6.2	Quatre autodéclarations de l'état de santé	218
6.3	L'appréciation « subjective » de la santé : de la première réponse à la seconde. Matrices de transition (en %)	220
6.4	Analyse multivariée de l'effet de placement : extrait de la régression de type Probit ordonné des réponses obtenues dans les deux cas des formulations Europ et Rand	222
6.5	Deux cas polaires de l'effet de formulation (en %)	225
6.6	Construction des deux spécifications pour tester la nature de l'effet de labels	226
6.7	Analyse multivariée de l'effet de labels : extrait de la régression de type Probit ordonné des réponses obtenues selon les deux hypothèses de comportement de réponse des enquêtés : équivalence des rangs et équivalence des labels	228
6.8	Proportion d'individus qui ont répondu mieux que « bon » selon la formulation (en %)	229
6.9	Pouvoir discriminant de la formulation Europ1. Valeur moyenne de variables socio-démographiques et de santé selon la réponse à la question de santé subjective Europ1	230
6.10	Construction de l'indicateur de pouvoir discriminant : l'exemple des maladies chroniques	231
6.11	Comparaison du pouvoir discriminant des quatre mesures de la santé subjective (variance inter-modalité sur variance totale, en %)	232

- 6.12 Tableau basé sur la base de questionnaires de santé European Health Interview et Health Examination Surveys Database; les dates sont les dernières dates renseignées dans cette base de données. 239

Résumé

Cette thèse apporte six éclairages originaux sur l'insertion professionnelle des jeunes sur le marché du travail d'une part, et sur l'utilisation de variables subjectives en économie de la santé d'autre part.

Dans les principaux pays développés, les jeunes rencontrent souvent des difficultés réelles, et croissantes depuis la crise de 2008, pour s'insérer sur le marché du travail. Les deux premiers chapitres évaluent l'effet de programmes visant à aider les jeunes confrontés à ces difficultés, en étendant le revenu minimum (chapitre 1) ou en renforçant le programme d'accompagnement qui leur est habituellement proposé (chapitre 2). Les troisième et quatrième chapitres s'intéressent au niveau de chômage au moment où les jeunes entrent sur le marché du travail, en analysant son impact sur leur taux de scolarisation (chapitre 3), et sur leur salaire et leur taux d'emploi durant l'ensemble de leur carrière (chapitre 4).

Par ailleurs, l'utilisation croissante de variables subjectives par les économistes pose la question de leur fiabilité et de leur capacité à mesurer le phénomène sous-jacent. Les deux derniers chapitres de la thèse s'intéressent à la formulation de deux questions subjectives souvent utilisées en économie de la santé : le renoncement aux soins pour raisons financières (chapitre 5) et l'état de santé subjectif (chapitre 6). Ils évaluent dans quelle mesure la formulation choisie pour les questions détermine les réponses obtenues, et mobilisent en conséquence la méthode du *split sample*, en comparant les réponses de plusieurs échantillons constitués aléatoirement auxquels ont été soumis plusieurs jeux de formulation.

Mots-clés : marché du travail, jeunes, évaluation des politiques publiques, santé, variables subjectives, effet de formulation

Abstract

This thesis is composed of six essays on youth and the labor market on the one hand, and on the use of subjective variables in health economics on the other hand.

In most developed countries, young people often face great and increasing difficulties when entering the labor market, especially since the Great Recession. The first two chapters analyse French programs aimed at helping youth facing these difficulties. We evaluate the impact of extending the minimum income to young people (Chapter 1) and of strengthening the main training program for youth (Chapter 2). The third and fourth chapters focus on the unemployment level when young people enter the labor market, analyzing its impact on their educational attainment (Chapter 3), and on their wage and employment prospects throughout their career (Chapter 4).

Moreover, the increasing use of subjective variables by economists raises the question of their reliability and robustness. In the last two chapters, we explore how the formulation of subjective questions shape the collected answers, for two variables often used in health economics : foregone health care due to cost (Chapter 5) and subjective health (Chapter 6). Using the split sample method, we compare the responses of several random samples of respondents, which answer to different formulations of the same question.

Keywords : labour market, young people, program evaluation, health, subjective variables, framing effect

